

우리나라의 通貨서비스指標： 그 構成과 有用性에 관한 實證分析*

咸 貞 鎬 · 崔 雲 奎**

<目 次>	
I.	머 리 말
II.	通貨서비스指標構成의 理論的 背景
III.	우리나라 通貨서비스指標의 算出
IV.	피셔通貨需要函數의 推定과 安定性
V.	피셔通貨總量과 名目GNP間的 關係
VI.	맺 음 말

I. 머 리 말

通貨指標는 通貨性의 정도가 상이한 일련의 通貨資産群으로 構成되므로 이의 구성에는 항상 통화자산의 포괄범위(혹은 通貨의 定義)를 어떻게 정해야 하는가 그리고 이들을 어떤 방식으로 집계해야 하는가 하는 방법론적인 문제가 뒤따르게 된다.

1950년대 중반까지만 해도 각국의 통화지표는 주로 결제수단을 제공하는 現金通貨와 要求拂預金으로 비교적 협의로 정의되었기 때문에 單純合計方式에 의한 通貨指標構成은 별다른 문제를 야기하지 않았다. 그러나 1970년대 후반부터 主要國이 종래의 金利重視에서 通貨總量重視의 通貨政策으로 이행해 감에 따라 狹義의 通貨 M_1 을 비롯한 通貨總量指標가 通貨政策의 中間目標 또는 指標로 사용되어 왔는데 1980년대에 들어와서는 협의의 통화(M_1)는 통화정책의 중간목표와 지표로서의 의의와 유용성에 커다란 제약을 받게 되었으며 대부분의 국가에서 중간목표로서의 역할을 상실하게 되었다. 이는 1970년대부터 시작된 金融革新이 가속화되어 감에

* 本論文에 採擧된 見解는 筆者들의 個人的인 見解이며 韓國銀行의 見解와는 無關함.

** 韓國銀行 金融經濟研究室

따라 새로운 금융자산이 대거 등장함으로써 決濟資産으로부터 결제성과 수익성을 겸비한 投資資産으로의 금융자산간의 광범한 시프트현상이 일어나게 되었기 때문이다.

이러한 상황에 대응하여 主要國은 금융자산 수요패턴변화에 따른 활발한 금융자산 간 시프트를 포괄할 수 있도록 包括範圍를 확대함으로써 새로운 금융자산을 포함하는 보다 廣義의 通貨指標를 구성하여 이들을 通貨政策의 中間目標와 指標로 사용하고 있다.¹⁾

그러나 廣義의 通貨指標로의 移行은 단순합계방식에 의한 通貨指標構成의 適合性與否에 관한 새로운 논의를 불러 일으키게 되었다. 단순합계에 의한 통화총량구성 방법은 사실상 집계하고자 하는 모든 통화자산의 완전대체성과 수익률의 동일성을 전제로 하고 있으나 실제 금융시장에서 각 통화자산에 대한 수익율은 각기 상이할 뿐만 아니라 모든 통화자산은 상호 완전대체제가 아님은 잘 알려진 사실이다. 따라서 單純合計通貨總量은 그 포괄범위가 확대될수록 상대적으로 通貨性이 낮은 상이한 통화자산이 많이 포함되므로 이들을 완전대체재로 간주하여 1 대 1로 단순합계하기 때문에 집계범위가 확대될수록 그 왜곡되는 정도는 더욱 심화되어 간다. 그러므로 이렇게 구성된 單純合計通貨指標는 단순한 회계학적 의미만 가질 뿐 통화정책의 중간목표나 지표로서 뿐만 아니라 일반적 경제변수로서도 그 유용성이 크게 감소될 수 밖에 없을 것이다.

이러한 단순합계통화총량이 내포하고 있는 문제점을 시정하기 위하여 각 통화자산의 通貨性 또는 流動性 정도를 반영하는 여러 가지 加重値를 사용하여 가중합계하는 다양한 방법론이 대두되었으나 이러한 접근방법은 사용되는 가중치에 따라 통화성의 정도를 파악함에 있어서 임의성이 게재될 가능성이 많고 또 가중치는 방법도 아주 다양하기 때문에 이론적, 현실적으로 單純合計通貨指標를 대체할 수 있는 일관성있는 방법론을 제시하지 못했다.

이러한 상황에서 최근 通貨指標의 合理的 構成을 위한 연구가 활발히 이루어졌는데 그 대표적인 例로는 消費者效用函數에 기반을 둔 通貨資産集計理論(monetary aggregation theory)과 統計指數理論(statistical index number theory)을 들 수 있으며 이러한 이론체계에 의하여 작성된 通貨總量指標의 대표적인 것이 미국, 캐나다, 그리고 일본 등에서 현재 작성되고 있는 디비지아(Divisia)通貨指標와 通貨서비스

1) 美國의 경우 1980년대 들어 最終政策目標과 通貨간의 긴밀성이 약화되자 최근 通貨政策의 指標로서 利子率에도 많은 관심이 기울여지고 있다. Friedman(1988), Laurent(1988), Mote(1988) 등을 參照.

(Monetary Services)指標 또는 倣서通貨指標이다. 이들 지표는 통화자산이 소비자에게 통화서비스라는 효용을 제공한다고 보고 통화자산의 가격으로서 使用者費用概念을 사용하여 각 통화자산이 제공하는 통화서비스를 집계하는 것이므로 일국경제의 통화서비스플로우를 정확하게 반영한다고 하겠다.

우리나라에서도 1970년대 후반에 들어와 새로운 금융상품이 대거 등장하고 협의의 통화 M_1 외에 通貨金融機關 및 非通貨金融機關의 통화자산이 급속히 증가해옴에 따라 이들이 갖는 通貨性을 적절히 반영함으로써 廣義의 通貨指標가 實物經濟活動과 物價에 미치는 영향을 분석할 필요성이 높아지고 있다. 특히 최근 非通貨金融機關의 高流動性負債가 급속히 증가하여 통화금융기관의 예금만을 포함하는 기존의 中心通貨指標 M_2 는 市中流動性을 반영하는 데 한계를 갖고 있다. 이에 따라 機關分類方式에 의존한 기존의 통화지표구성에서 탈피하여 第2金融圈의 高流動性負債를 포함하는 새로운 통화지표를 구성하여 中心通貨指標로서 사용하려는 움직임이 보이고 있다.²⁾ 그러나 이러한 입장에서 구성된 통화지표도 단순합계에 의한 총량구성이므로 다양한 구성요소들의 通貨性이 같다는 전제를 내포하고 있어 근본적 문제를 해결하지 못한다고 할 수 있다. 따라서 우리나라도 디비지아指數나 倣서理想指數를 이용하여 통화성을 적절하게 반영하는 새로운 通貨指標를 개발하여 이들을 通貨政策의 指標로서 활용하는 방안을 생각해 볼 수 있다.

따라서 본논문의 주요목적은 이론적 우수성뿐만 아니라 실용성을 갖춘 倣서理想指數를 이용하여 通貨서비스指標(倣서通貨指標)를 작성하고 그것이 通貨指標로서의 有用性을 갖는지 여부를 살펴보는 데 있다. 이를 위해 본논문에서는 각 통화자산에 대한 사용자비용을 도출하고 M_1 , M_2 , M_2+CD , M_3 (保險機關預受金 제외) 등의 통화총량이 제공하는 통화서비스를 정확하게 반영하는 4가지 유형의 通貨서비스指標를 산출하였으며 이를 單純合計通貨와 비교하기 위해 流通速度의 安定性, 通貨需要函數의 安定性, 그리고 通貨와 名目GNP間의 關係를 분석하였다.

本論文의 構成은 다음과 같다. 제 2 장에서는 通貨서비스指標構成을 위한 이론적 배경을 간단히 살펴보고 제 3 장에서는 通貨總量의 指數化理論에 근거하여 우리나라의 倣서通貨指數와 使用者費用을 산출하고 倣서通貨총량과 단순합계 통화총량의 변동추이, 그리고 이들의 流通速度의 변동추이를 비교해 보았다. 제 4 장에서는 제 3 장에서 산출된 倣서通貨총량과 사용자비용을 이용하여 倣서通貨需要函數를 추정함으로써 倣서通貨와 巨視經濟變數間의 關係의 긴밀성을 살펴보고 추정된 倣서通貨需要函數의 安定性을 單純合計通貨需要函數의 安定性과 비교분석하여 보았다. 제 5 장에

2) 朴在潤·崔長鳳(1988), 韓國銀行(1988) 參照.

서는 각 통화총량과 명목GNP간의 관계를 살펴보기 위해 時差相關係數를 구해보고 피셔 및 단순합계통화에 대해 通貨量과 名目GNP間的 因果關係를 Sims檢定과 함께 通貨量, 利率, 名目GNP의 3變量時系列模型에 의한 Granger檢定을 통해 분석하여 본다. 또한 각 통화총량의 名目GNP 豫測力을 비교해 본다. 마지막으로 제 6 장은 분석결과를 중심으로 한 요약과 결론을 포함하고 있다.

Ⅱ. 通貨서비스指標構成의 理論的 背景

1970년대 중반이후 金融革新의 進展으로 경제성과 수익성을 겸비한 새로운 금융자산이 대거 등장함에 따라 金融資産間 代替現象이 광범하게 일어나면서 支給手段의 機能을 강조한 종래의 협의의 통화는 通貨指標로서 그 有用性이 크게 감소하였다. 각국의 통화당국은 이에 대응하여 廣義의 通貨指標를 개발하여 通貨政策의 指標 또는 中間目標로 사용하는 일반적 움직임을 보여주었으나 광의의 통화는 通貨性이 상이한 여러 통화자산을 단순합계한 것이므로 總體的 流動性 혹은 通貨性을 나타내기에는 부적절하다는 것이 오래전부터 널리 지적되어 왔다.

이에 따라 1970년대 후반에 들어 消費者 效用極大化理論에 바탕을 두고 각 통화자산이 제공하는 통화서비스를 반영하는 통화총량을 구성하는 通貨資産集計理論(monetary aggregation theory)과 統計指數理論(statistical index number theory)이 발달함에 따라 通貨資産間的 完全代替性을 가정하는 單純合計通貨總量이 갖는 문제점을 극복하고 다양한 통화자산이 제공하는 통화성 또는 유동성을 정확하게 나타내는 通貨總量指標를 구성하여 通貨指標와 實物經濟活動間的 긴밀성을 제고하려는 많은 노력이 기울여져 왔다.

通貨資産集計理論은 1964년 이후 본격적으로 발달하기 시작한 經濟變數集計理論(theory of economic aggregation)에 바탕을 두고 있다.³⁾ 경제변수집계이론은 소비자의 효용함수 혹은 기업의 생산함수를 기반으로 개별 미시경제변수로부터 集計變數(aggregated variables)를 구성하는 이론으로서 Diewert(1976)가 경제변수집계이론과 통계지수이론의 통합에 성공한 이후 주로 實物經濟關聯指標構成에 이용되어 오다가 Barnett(1978)가 통화자산의 가격개념으로써 使用者費用(user cost)을 도입하게 된 것을 계기로 通貨總量構成에도 이용되게 되었다.

3) Green(1964) 參照.

1. 通貨資産의 價格概念

통화자산은 일반재화와 마찬가지로 소비자에게 효용을 제공하기 때문에 보유되는 것으로 볼 수 있다. 이 경우 소비자가 통화자산을 보유함으로써 향유하는 효용총량 즉 通貨서비스總量은 개별통화자산의 數量뿐만아니라 相對價格에 따라 달라지게 된다. 따라서 通貨資産의 價格概念은 效用函數에 의한 通貨總量構成에서 중요한 역할을 한다.

Donovan(1978)과 Barnett(1978)는 통화자산을 계속적으로 통화서비스플로우를 제공하는 일종의 耐久財로 보고 통화자산의 가격으로서 이들이 제공하는 서비스에 대한 使用者費用 概念을 도입하였다. Barnett에 따르면 通貨資産의 使用者費用은 다음과 같이 정식화된다.

$$\begin{aligned}\pi_i &= h(R, \tau, P^*)(R - r_i) \\ h(R, \tau, P^*) &= P^*(1 - \tau) / [1 + R(1 - \tau)]\end{aligned}\quad (1)$$

단, π_i : 通貨資産 i 의 서비스에 대한 使用者費用

P^* : 生計費指數

R : 基準收益率(benchmark rate of return)

r_i : 通貨資産 i 에 대한 自己收益率

τ : 限界稅率

위식에 의하면 통화자산서비스에 대한 사용자비용은 일반물가수준을 반영하는 生計費指數 P^* , 해당 통화자산의 自己收益率 r_i , 그리고 경제전체에서 가장 높은 수익률로 정의되는 基準收益率 R 의 함수이다. 그런데 $h(R, \tau, P^*)$ 는 모든 통화자산에 적용되므로 통화자산 i 가 제공하는 통화서비스에 대한 사용자비용은 어느 정도 개념상의 차이는 있지만 통상 $R - r_i$ 로 나타낼 수 있다. 즉 기준수익률에서 i 번째 통화자산의 수익률을 차감한 $R - r_i$ 는 당기중 最高收益率 R 을 가져다주는 수익자산 대신 통화자산 i 를 보유함으로써 부담하게 되는 기회비용이라는 점에서 통화자산 i 의 통화서비스에 대해서 지불하는 가격으로 정의될 수 있다.

2. 效用函數에 의한 通貨總量構成

通貨資産集計理論에 의하면 통화자산은 通貨性 또는 通貨서비스라는 효용을 제공하므로 소비자에 의해 보유되며 소비자는 주어진 예산제약하에서 효용을 극대화하도록 개별통화자산의 최적량을 결정하는 것으로 가정하고 있다.⁴⁾ 따라서 통화자산

4) 通貨資産이 一般財貨와 함께 消費者의 效用函數과 生産者의 生産函數에 포함될 수 있다는 論議에 관해서는 Arrow and Hahn(1971), Quirk and Saposnik(1968) 참조.

의 가격개념으로 使用者費用을 사용할 경우 消費者의 效用函數는 다음과 같은 형태를 취한다.

$$U_i = f(m_i) \quad (2)$$

$$E_i = \sum_{i=1}^N \pi_{it} m_{it} \quad (3)$$

단, m_i : 通貨資産 i 의 實質殘額

π_i : 通貨資産 i 의 使用者費用

E : 通貨資産서비스에 대한 總支出額

위식에서 消費者의 效用은 개별통화자산이 제공하는 통화서비스로부터 발생한다고 가정하면 소비자가 이들 통화자산을 보유함으로써 향유하는 效用總量 $f(m)$ 은 이들이 제공하는 通貨서비스總량과 일치하며 바로 이 통화서비스總량이 우리가 산출하고자 하는 通貨서비스指標인 것이다. 따라서 이렇게 산출된 통화서비스지표는 一國經濟의 通貨서비스플로우總量 또는 總體的 流動性을 정확하게 반영한다고 할 수 있다.

通貨資産集計理論은 수요면에서 안정적인 통화서비스總량을 구성하기 위한 이론적 근거를 제공하지만⁵⁾ 同理論이 제시하는 통화서비스總량을 실제 어떻게 산출하느냐 하는 문제가 제기된다. 그러나 이러한 문제는 統計指數理論을 원용할 경우 어렵지 않게 해결될 수 있음이 Diewert(1976)에 의해 밝혀졌다.

3. 統計指數理論

먼저 우리가 집계하고자 하는 通貨資産構成項目의 數量벡터를 m_i 라고 하고 이에 상응하는 價格벡터를 π_i 라 하면 今期の 通貨總量에 대한 (連鎖)統計指數 Q_t 는 아래와 같이 今期和 前期 구성항목의 數量과 價格의 함수로 나타낼 수 있다.

$$Q_t = Q(m_{t-1}, m_t; \pi_{t-1}, \pi_t) \quad (4)$$

보다 구체적인 예를 들기 위하여 (4)식에 의해 정의된 集計函數(aggregator function) 혹은 효용함수 $f(m_i)$ 가 아래와 같은 二次自乘平均根(quadratic mean of order two)의 函數型을 가진다고 가정하자.⁶⁾

5) 通貨資産集計理論은 需要面에서 安定的인 通貨總량을 구성하는 데 있어 通貨資産의 포괄범위결정을 위한 이론적 근거를 제공하는데 이에 대한 論議에는 2段階 意思決定過程(two-stage decision making process)과 函數의 分離性(functional separability)의 개념이 중요한 역할을 한다. 이에 관해서는 Barnett(1981), 咸貞鎬(1987), Hahm and Choi(1988) 參照.

6) Diewert(1976) 參照.

$$f(m_i) = [\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N a_{ij} m_{ij}]^{1/2} \quad (5)$$

단, $a_{ij} = a_{ji}$

(5)식에서 보듯 集計理論에서 유도되는 통화총량의 값을 구하기 위해서는 集計函數 $f(m_i)$ 를 추정하여 未知의 係數 a_{ij} 를 구해야 한다. 그러나 여기에는 어떠한 伸縮的 函數型을 선택하느냐 하는 기본적인 문제외에도 구성항목의 수에 따라 추정해야 할 계수의 수가 증가하므로 실제 集計函數의 推定은 그리 용이한 문제가 아니라 할 수 있겠다. 따라서 이러한 집계함수를 추정하지 않고도 집계이론이 제시하는 통화총량을 구할 수 있는 방법이 필요하며 統計指數理論이 바로 이러한 역할을 한다. (4)식에서 정의된 統計數量指數 $Q(\cdot)$ 와 (2)식에서 정의된 집계함수 $f(m_i)$ 가 아래 조건을 만족하면 $Q(\cdot)$ 는 集計函數 $f(m_i)$ 와 一致(exact)한다고 정의된다.⁷⁾

$$f(m_i)/f(m_{i-1}) = Q(m_{i-1}, m_i; \pi_{i-1}, \pi_i) \quad (6)$$

여기서 기준년도의 값을 1로 하면 $[f(m_{i-1})=1]$, (5)식의 集計函數와 (6)식의 統計數量指數는 아래와 같은 관계를 가지게 된다. 즉

$$f(m_i) = Q(m_{i-1}, m_i; \pi_{i-1}, \pi_i) \quad (7)$$

따라서 우리는 集計函數 $f(m_i)$ 의 係數를 복잡하게 추정하지 않고도 統計數量指數를 이용해 원하는 通貨總量指標를 계산할 수 있는 것이다. 이와 같이 統計指數는 집계함수의 계수를 추정할 필요없이 구성항목의 수량과 가격에 대한 정보를 이용해 通貨總量指標의 近似值를 구하는 것이다.

統計指數중에는 널리 알려진 것으로 라스파이레스(Laspeyres)指數, 파아쉴(Paasche)指數, 피셔理想(Fisher Ideal)指數, 그리고 디비지아(Divisia)指數 등이 있다.⁸⁾ 이들중 피셔理想指數는 라스파이레스지수와 파아쉴지수의 幾何平均으로서 다음과 같이 표시된다.

$$\begin{aligned} Q_i^F &= Q(m_{i-1}, m_i; \pi_{i-1}, \pi_i) \\ &= (Q_i^{La} \cdot Q_i^{Pa})^{1/2} \\ &= Q_{i-1}^F [((\sum_{i=1}^N \pi_{ii} m_{ii}) (\sum_{i=1}^N \pi_{i,i-1} m_{ii})) \\ &\quad / ((\sum_{i=1}^N \pi_{ii} m_{i,i-1}) (\sum_{i=1}^N \pi_{i,i-1} m_{i,i-1}))]^{1/2} \end{aligned} \quad (8)$$

한편 디비지아指數(Törnqvist-Theil Divisia Index)는 (9)식 혹은 (10)식으로 표

7) 이에 대한 자세한 說明은 Diewert(1976), Barnett(1981) 參照.

8) 指數理論 一般에 관한 상세한 論議는 Samuelson and Swamy(1974), Diewert(1976, 1981) 參照.

시된다.

$$Q_t^p = Q(m_t, m_{t-1}; \pi_{t-1}, \pi_t) \\ = Q_{t-1}^p \prod_{i=1}^N [m_{it}/m_{i,t-1}]^{s_{it}^*} \quad (9)$$

혹은

$$\log Q_t^p - \log Q_{t-1}^p = s_{it}^* (\log m_{it} - \log m_{i,t-1}) \quad (10)$$

$$\text{단, } s_{it} = \pi_{it} m_{it} / \sum_{k=1}^N \pi_{kt} m_{kt}$$

$$s_{it}^* = 1/2(s_{it} + s_{i,t-1})$$

Fisher(1922)는 그가 만든 테스트基準⁹⁾에 의거해서 수많은 지수의 統計的 特性을 평가하였는데 이중 소망스러운 통계적 특성을 가장 많이 가졌다는 점에서 피셔理想指數¹⁰⁾가 가장 좋은指數이고, 그 다음으로 좋은 것이 디비지아指數¹¹⁾라고 했다.

經濟理論이나 指數理論의 측면에서 피셔理想指數와 디비지아指數를 비교할 경우 피셔理想指數가 갖는 몇 가지 중요한 長點을 보면 아래와 같다. 첫째, 피셔理想指數는 지수의 良好性 혹은 合理性 여부를 테스트하는 피셔의 要素逆轉테스트¹²⁾를 만족하나 디비지아지수는 이를 만족하지 않는다는 점이다. 둘째, 새로운 通貨資產의 도입시 피셔理想指數는 이를 즉시 지수에 반영할 수 있으나 디비지아指數의 경우는 새로운 通貨資產의 導入直前의 값이 영($m_{i,t-1}=0$)이므로 이를 즉시 지수에 반영하지 못한다는 점이다. 셋째, 피셔理想指數는 顯示選好理論(revealed preference theory)과 일관성이 있다는 점이다. 예를 들어 $\pi_{t-1}m_t > \pi_{t-1}m_{t-1}$ 이고 $\pi_t m_{t-1} < \pi_t m_t$ 이면 m_t 는 m_{t-1} 보다 선호되며 Q_t 가 증가($Q_t > 1$)한다는 것을 의미한다.

그러나 사실 디비지아지수와 피셔이상지수는 모두 最優良(Diewert-superlative)指數¹³⁾로서 실제로 구분할 수 없을 정도로 비슷하게 움직인다. 따라서 이들 두

9) Fisher의 테스트基準에 관해서는 Fisher(1922), Diewert(1976) 參照.

10) Fisher Ideal 指數는 Fisher(1922)와 Bowley(1929)에 의해 제창되었음.

11) Törnqvist-Theil Divisia 지수는 Törnqvist(1936)와 Theil(1968)에 의해 제창되었으며 이는 사실상 프랑스 統計學者 Divisia(1952)가 제창한 連續時 Divisia指數에 대한 非連續時 近似值(discrete time approximation)이다.

12) Fisher의 要素逆轉 테스트(factor reversal test)는 指數로서 合理性與否를 테스트하는 기준으로 價格指數와 數量指數를 곱한 것이 개별 구성항목에 대한 總支出額과 같은가를 테스트하는 것이다. 이에 대한 상세한 論議는 Diewert(1976), Barnett(1980, 1981) 參照.

13) 어떤 指數가 임의의 어떤 函數의 二次 近似值(second-order approximation)를 제공할 수 있는 伸縮的 集計函數과 一致(exact)하면 그 지수는 superlative하다고 정의되며 그러한 지수는 Diewert-superlative 指數라 불리워진다.

Diewert(1976)는 Fisher Ideal指數와 Törnqvist-Theil Divisia指數가 모두 super-

최우량지수중에서 어느 하나를 선택한다는 것은 그리 중요한 문제는 아니며 다만 그 사용목적, 사용상의 편의성 또는 특정지수의 경제적 의미의 해석 등에 달려 있다고 할 것이다.

미국의 聯邦準備制度理事會에선 새로운 通貨指標로서 디비지아通貨指標를 개발하여 1980년대 들어와 디비지아通貨指標를 발표해왔으나 1985년 이후에 와선 디비지아指標대신 피셔理想指數로 작성된 通貨總量指標인 通貨서비스指標(monetary service index)를 발표하고 있다[Farr and Johnson, 1985].

聯邦準備制度理事會가 디비지아通貨指標에서 通貨서비스指標로 전환한 것은 피셔理想指數가 디비지아指數에 비해 指數理論的 側面에서 우수하다는 점외에 金融革新이 급속히 진전되는 상황하에서 새로운 금융자산의 등장시 피셔理想指數는 이를 즉시 반영할 수 있으나 디비지아지수는 그렇지 못하다는 점에서 그 이유를 찾을 수 있을 것이다.

피셔理想指數와 디비지아指數는 Diewert(1976)가 지적하였듯이 最優良指數(superlative index)이며 통화자산의 보유시 통화자산이 제공하는 通貨서비스의 總量이 바로 通貨總量이라는 관점에 입각하고 있다는 점에서 디비지아나 피셔통화총량은 단순합계통화총량보다 개념적으로 우수하다. 특히 디비지아通貨指標와 單純合計通貨指標를 비교하는 많은 實證研究들은 디비지아통화지표가 단순합계통화지표에 비해 流通速度의 安定性, 通貨需要의 安定性 및 實物經濟活動간의 關係에 있어서 우월한 점이 있음을 보이고 있다.¹⁴⁾

Ⅲ. 우리나라 通貨서비스指標의 算出

本章에서는 앞에서 살펴본 通貨資產의 集計理論과 統計指數理論에 의거하여 우리나라의 通貨서비스指標를 산출하고 이렇게 산출된 통화서비스지표의 변동추이와 이들의 流通速度에 대한 변동추이를 單純合計通貨指標와 비교해 본다. 아래에서는 우선 통화서비스지표와 단순합계통화지표를 산출하는 데 사용된 統計資料를 개략적으로 설명하고자 한다.

lative 指數중에 속함을 증명하였다. 즉 Fisher Ideal指數는 2次 自乘平均根(quadratic mean of order two)으로 나타내지는 伸縮의 集計函數과 一致(exact)하므로 Diewert-superlative이며, Törnqvist-Theil 指數는 신축적 함수인 Translog 集計函數과 일치하므로 Diewert-superlative指數이다. Diewert(1976, 1978) 參照.

14) Barnett and Spindt(1982), Barnett, Offenbacher and Spindt(1984), Ishida(1984) 등을 參照.

1. 統計資料

현재 우리나라에서 통화서비스를 제공한다고 생각되는 통화資産을 31개 構成要素로 분류하고 현행 한국은행의 통화지표 분류기준에 따라 각 통화지표가 포괄하는 통화資産群에 대해 皮서理想指數를 사용하여 4가지 유형의 통화서비스指標을 산출하였다.¹⁵⁾ 이들 4가지 유형의 통화서비스지표는 통화(M_1F), 總通貨(M_2F), 總通貨에 CD(양도성에금증서)를 합한 總通貨+CD(M_2CDF), 그리고 수익률의 도출이 어려운 保險機關預受金を 제외한 總流動性 $M_3(M_3F)$ 이며 分析期間은 1970년 1/4분기부터 1987년 4/4분기에 걸친 72분기이다.

單純合計通貨指標과 通貨서비스指標의 산출에 사용된 31개 通貨資産과 통화서비스지표 산출에 필요한 사용자비용 계산을 위한 각 통화자산의 自己收益率(own rate of return)이 <表 1>에 나타나 있다. 이들 통화자산의 잔액은 通貨金融機關 通貨資産의 경우는 月末殘額을 3個月 평균하여 分期平均殘額 대신 사용하였으며 第2金融圈 通貨資産의 경우는 자료의 제약으로 分期末殘額의 2分期 移動平均을 사용하였다.

한편 이들 각 통화자산의 사용자비용은 (1)식에 의해 산출하였다. 사용자비용의 계산을 위한 각 통화자산의 자기수익률은 각 자산의 期間別 稅後收益率중 代表收益率이 사용되었다. 각 통화자산의 자기수익률을 도출하는 방법으로는 여러 가지 期間別 收益率을 收益曲線(yield curve)을 이용하여 조정하는 방법이 있을 수 있겠으나 우리나라의 경우 아직 수익곡선이 정립되어 있지 않은 관계로 收益曲線 調整方法의 이용이 어려우므로 현실적으로 설득력을 가진다고 생각되는 代表收益率 接近方法이 사용되었다.

먼저 통화금융기관이 취급하는 통화자산은 될 수 있는 대로 세분화하여 유동성차이를 반영하려 하였는데, M_1F 는 1)~4)의 통화자산으로 구성되고 M_2F 는 1)~15)의 통화자산으로 구성되며 M_2CDF 는 M_2 의 구성요소와 CD(讓渡性預金證書)를 포함하고 있다. 總流動性(M_3)에 포함되는 통화자산중 비통화금융기관이 취급하는 자산은 자료의 제약으로 세분화되기 어려운 요소가 있어서 적절히 통합하였으며 특히 保險機關預受金은 收益率資料를 구하기 어려워 제외하였다. M_3F 는 1)~31)의 통화자산으로 구성된다.

通貨資産의 使用者費用을 도출하기 위해 基準收益率(benchmark rate of return)

15) 本論文에서는 通貨資産의 集計理論(monetary aggregation theory)에 의거하여 通貨資産間의 函數的 分離性(functional separability) 檢定을 통한 通貨指標의 전면적 再構成은 시도하지 않고 現行의 通貨指標分類方式에 따라 單純合計通貨指標과 通貨서비스指標을 산출하였다.

〈表 1〉 피셔理想通貨指數의 計算에 사용된 資料

構 成 要 素(殘額) ¹⁾	代 表 收 益 率 ²⁾
I. 通貨 (M₁)	
1) 現 金	r_1 : 收益率=0
2) 當座預金	r_2 : 收益率=0
3) 家計綜合預金	r_3 : 家計綜合預金收益率
4) 普通預金 및 其他要求拂預金	r_4 : 普通預金收益率
II. 一般 貯蓄性預金	
5) 定期預金	r_5 : 1年以上 定期預金收益率
6) 貯蓄預金	r_6 : 貯蓄預金收益率
7) 通知預金	r_7 : 通知預金收益率
8) 自由貯蓄預金	r_8 : 3個月~6個月 未滿 自由貯蓄預金收益率
9) 其他預金	r_9 : r_5
10) 居住者外貨預金	r_{10} : 3個月以上 定期預金收益率
III. 積賦金性 貯蓄性預金	
11) 定期積金	r_{11} : 2年滿期 定期積金收益率
12) 相互賦金	r_{12} : 3年滿期 相互賦金收益率
13) 住宅賦金	r_{13} : 3年滿期 住宅賦金收益率
14) 목돈마련貯蓄	r_{14} : 3年滿期 목돈마련貯蓄收益率
15) 家計優待定期積金	r_{15} : 3年滿期 家計優待定期積金收益率
IV. 開發機關預受金	
16) 要求拂預金 및 貯蓄性預金	r_{16} : $(r_2 + r_5)/2$
V. 投資機關預受金	
17) 發行어음	r_{17} : 60日以上 發行어음收益率
18) 어음管理口座(CMA)	r_{18} : 180日 CMA收益率
19) 受益證券	r_{19} : 國公債收益率
20) 證券貯蓄	r_{20} : r_{17}
21) 證金預受金	r_{21} : 60日以上 證券金融債務證書收益率
22) 綜金預受金	r_{22} : $(r_{17} + r_{18})/2$
VI. 貯蓄機關 預受金	
23) 金錢信託	r_{23} : 3年 開發信託收益率
24) 相互信用金庫預受金	r_{24} : 相互信用契(18個月) 및 信用賦金(20個月)收益率
25) 相互信用金庫一般借入金	r_{25} : 1年以上 借入金收益率
26) 相互金融預受金	r_{26} : 相互金融 定期預託金(1年)과 定期積金(2年) 收益率의 平均
27) 信用協同組合預受金	r_{27} : r_{26}
28) 遞信預金	r_{28} : 遞信預金 定額預金(1年)과 定期貯金(1年)의 平均 收益率 및 貯蓄預金과 定期積金의 平均收益率
VII. 其他 金融資産	
29) 讓渡性預金證書(CD)	r_{29} : 讓渡性預金證書收益率
30) 金 融 債	r_{30} : 産業金融債券收益率
31) 商業어음一般賣出	r_{31} : 60日 商業어음 一般賣出收益率
* 基準收益率	R : $\text{Max}\{r_1, r_2, \dots, r_{31}\}$

註 : 1) 總通貨의 構成要素(I + II + III)와 CD는 月末殘額의 3個月平均을 分期平均殘額 대신 사용하였고 保險機關預受金を 제외한 非通貨金融機關預受金은 資料의 제약으로 分期末殘額의 二分期移動平均殘額을 分期平殘 대신 이용하였음.

2) 代表收益率은 分期平均 發行金利 혹은 流通收益率을 基準으로 하여 利子支給方法과 稅率을 적용하여 稅後收益率을 구한 것임. 예컨대, i 構成要素의 1년기준 發行金利가 k_i 이고 3개월마다 利子가 지급되며 稅率이 τ 라 할 때 i 구성요소s의 稅後收益率은 $r_i = 100 * [(1 + (1 - \tau) \cdot k_i / 4)^4 - 1]$.

R_i 는 Barnett and Spindt(1982)의 방법에 따라 다음과 같이 정의하였다.

$$R_i = \text{Max}(r_{1i}, r_{2i}, \dots, r_{31i})$$

여기서 R 은 基準收益率이며 $r_i(i=1, 2, 3, \dots, 31)$ 는 <表 1>에 분류된 각 통화자산 구성 항목의 自己收益率이다.

統計資料의 구성과 조정에 관한 몇 가지 중요한 사항을 첨언하면 다음과 같다. 첫째, 각 통화총량에 대한 피서통화와 단순합계통화를 X-11技法에 의해 季節變動을 조정하였고 一定時點(1975년 1/4분기)을 기준으로 指數化하였다. 둘째, 통화자산의 수요를 가계부문과 기업부문으로 나누어 이들 부문에 대한 基準收益率을 달리 책정할 수도 있겠으나 본논문에서는 통계자료의 제약으로 인해 家計部門과 企業部門의 分離는 시도하지 않았다. 셋째, 각 通貨資産의 自己收益率은 지급된 利子뿐만 아니라 서비스에 대한 手數料(service charge), 危險負擔料(risk premium) 등과 같은 각종 去來費用(transaction costs)을 포함해야 할 것이나 이는 統計資料의 현실적 제약으로 고려되지 않았다. 넷째, 要求拂預金에 대해서는 Klein(1974)의 暗默的 利子率(implicit interest rate)이 사용될 수도 있을 것이나 本論文에서는 이를 감안하지 않았다. 마지막으로 通貨需要函數推定에 사용될 通貨서비스指標에 대한 價格指數(price index)는 피서의 要素逆轉테스트에 의해 도출하였다.

2. 피서通貨總量과 流通速度의 變動推移

<그림 1a>~<그림 4a>는 1975년 1/4분기를 기준으로 해서 지수화한 각 피서通貨總量과 單純合計通貨總量の 變動推移를 나타낸 것이며 <그림 1b>~<그림 4b>는 이들에 대한 流通速度의 變動推移를 나타낸 것이다.

먼저 각 通貨總量の 變動推移를 살펴보면 M_1 은 高流動性的의 비교적 동질적 통화자산으로 구성되므로 피서통화총량과 단순합계통화총량간에는 별 차이가 없는 데 비해 M_2 , M_2CD 그리고 M_3 의 경우는 단순합계통화총량에 비해 피서통화총량이 낮은 속도로 증가하고 있고 자산의 범위가 확대될수록 피서통화와 단순합계통화간의 차가 커지고 있어 수익율이 높은 통화자산이 수익률이 낮은 통화자산보다 빠른 속도로 증가함에 따라 양자간의 격차가 심화되는 경향이 나타나는 것으로 보인다. 그리고 이와 같은 피서통화와 단순합계통화간의 괴리는 대체로 1978년부터 나타나고 있다.

그리고 피서通貨 및 單純合計通貨의 增加率(年率基準)을 구해 그 變動推移를 살펴보면 대체로 70년대 중반까지는 兩者의 差異가 크게 나타나고 있지 않으나 70년대 말부터 피서通貨는 單純合計通貨에 비해 평균적으로 보다 낮고 변동이 심한 증가율을 보여준다. <表 2>는 피서通貨 및 單純合計通貨의 增加率推移를 비교한 것이다.

〈表 2〉 피셔通貨 및 單純合計通貨의 增加率推移 比較¹⁾

	M ₁ F	M ₁ S	M ₂ F	M ₂ S	M ₂ CDF	M ₂ CDS	M ₃ F	M ₃ S
I. 全 期 間(1970.2/4~1987.4.4) ¹⁾								
平 均	25.08	24.59	24.66	25.78	24.70	26.11	26.47	30.16
標 準 偏 差	21.21	20.52	13.96	10.04	13.90	10.65	13.18	9.55
變 異 係 數	0.846	0.834	0.566	0.389	0.563	0.408	0.498	0.317
II. 前 期(1970.2/4~1977.4/4) ²⁾								
平 均	34.34	33.13	32.92	31.24	—	—	36.86	36.37
標 準 偏 差	18.10	16.53	14.09	8.89	—	—	12.31	9.32
變 異 係 數	0.527	0.499	0.428	0.285	—	—	0.334	0.256
III. 後 期(1978.1/4~1987.4/4)								
平 均	17.92	17.98	18.26	21.56	18.32	21.50	20.50	29.59
標 準 偏 差	20.86	21.04	10.03	8.84	9.93	8.37	9.51	7.76
變 異 係 數	0.116	0.117	0.549	0.410	0.542	0.389	0.464	0.292

註 : 1) 前期對比增加率을 年率(%)로 換算한 것임.

2) M₃F, M₃S의 경우 1972.2/4~1987.4/4(1977.4/4)를 對象期間으로 함.

3) 變異係數=標準偏差/算術平均

M₂, M₂CD, M₃ 등 광의의 통화지표에 대해 단순합계통화증가율은 피서통화증가율을 상회하고 있어 단순합계통화증가율을 기준으로 할 때 경제의 流動性供給增加率을 과대평가할 수 있다. 이와같은 단순합계통화증가율의 上向偏倚는 70년대 후반 이후 결제성과 수익성을 검비한 금융자산의 급속한 확대로 더욱 크게 나타나고 있다. 後期를 대상기간으로 하면 單純合計通貨의 경우 M₂와 M₃간의 平均增加率隔差는 5.0%포인트로서 높게 나타나는 데 반하여 피서通貨의 경우 2.2%포인트의 비교적 낮은 수준을 보여주고 있어 通貨指標間增加率乖離는 피서통화에 있어 훨씬 완화된다. 이와 같이 經濟의 總體的 流動性을 보다 정확하게 반영하는 피서통화의 증가율은 구성자산의 유동성차이에 관계없이 단순합제한 통화의 증가율보다 낮게 나타나고 있으므로 피서통화증가율에 근거할 때 80년대의 通貨政策은 公式的인 單純合計通貨增加率이 나타내는 수준보다 緊縮的(tight)이었음을 함의한다 볼 수 있다.

다음 각 通貨總量의 流通速度의 推移를 살펴보면 단순합계통화총량보다 피서통화총량에 있어서 流通速度가 더 안정적인 움직임을 보여주는 것으로 나타났다. 그리고 통화총량의 범위가 확대될수록 단순합계통화의 유통속도보다 피서통화 流通速度의 相對的 安定性이 강화되는 것으로 나타나고 있다.

各 通貨流通速度의 安定性을 비교하기 위해 각 지표의 통화유통속도에 대해 季節變動만을 조정해 준 原資料와 趨勢調整資料에 대해 變異係數를 구한 것이 〈表 3〉에

〈表 3〉 通貨流通速度的 安定性¹⁾

流通速度	70 I ~ 87 N ²⁾		70 I ~ 77 N ²⁾		78 I ~ 87 N	
	原 資 料	趨勢調整資料	原 資 料	趨勢調整資料	原 資 料	趨勢調整資料
V ₁ F	0.087(3)	0.081(6)	0.069(5)	0.068(5)	0.081(3)	0.082(7)
V ₁ S	0.089(4)	0.083(7)	0.069(5)	0.069(6)	0.084(4)	0.085(8)
V ₂ F	0.056(1)	0.056(1)	0.065(3)	0.065(4)	0.049(1)	0.044(1)
V ₂ S	0.108(6)	0.073(4)	0.059(2)	0.056(1)	0.107(6)	0.047(5)
V ₂ C D F	0.057(2)	0.056(1)	—	—	0.049(2)	0.044(1)
V ₂ C D S	0.117(7)	0.077(5)	—	—	0.119(7)	0.045(3)
V ₃ F	0.095(5)	0.067(3)	0.066(4)	0.062(3)	0.090(5)	0.046(4)
V ₃ S	0.238(8)	0.090(8)	0.055(1)	0.056(1)	0.230(8)	0.049(6)

註: 1) 期間別로 各 指標의 通貨流通速度的 安定性을 變異係數를 基準으로 비교. 各 指標의 通貨流通速度는 1975년 1/4분기를 1.0으로 하여 指數化한 것임. 趨勢調整資料의 경우 變異係數는 流通速度를 常數項과 趨勢變數에 회귀하여 구한 殘差의 標準偏差를 流通速度的 平均値로 나눈 값임.

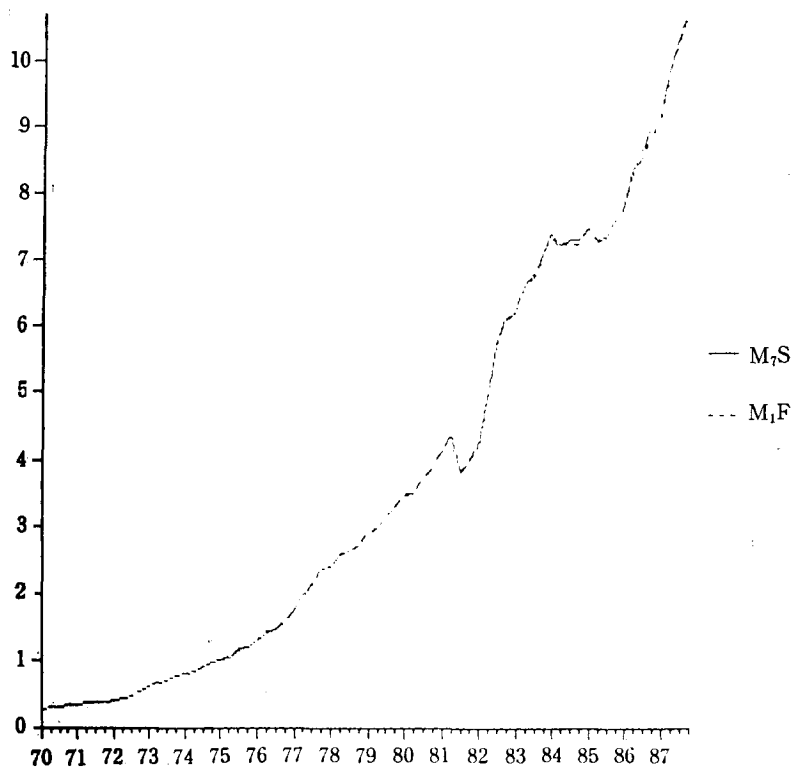
2) V₃F, V₃S의 경우 72.1/4~87.4/4와 72.1/4~77.4/4를 對象期間으로 함.

3) () 내는 變異係數의 크기를 基準으로 各 指標의 流通速度 安定性的 順位를 매긴 것임.

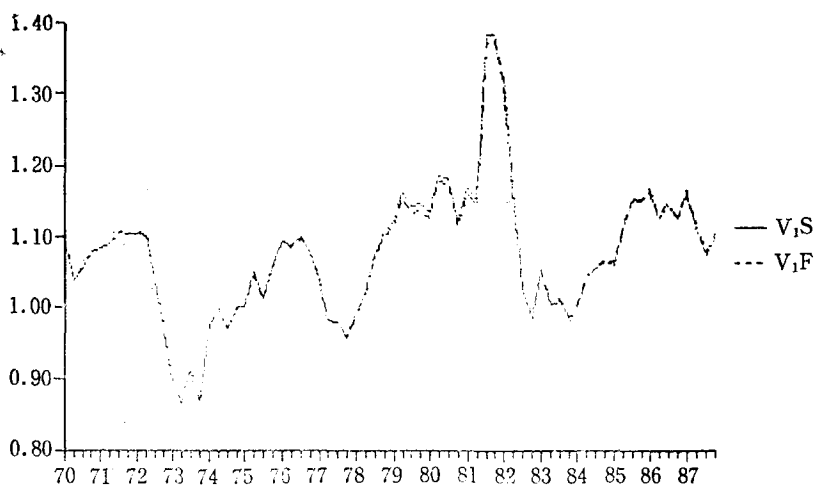
나타나 있다. 廣義의 單純合計通貨의 경우 流通速度는 70년대 후반이후 뚜렷한 추세를 포함하고 있어 추세조정자료의 경우 원자료의 경우보다 변이계수 크기가 유의하게 줄어들었다. 금융혁신이 진전된 70년대 후반이후의 기간을 대상기간에 포함시킬 때 피서통화유통속도는 단순합계통화유통속도보다 變異係數基準으로 볼 때 安定性이 높게 나타나고 있다.

예를 들어 原資料를 사용했을 경우 全期間에 대해선 M₂F의 流通速度(V₂F)가 가장 안정적인 데 비해서 M₃S의 流通速度(V₃S)가 가장 불안정한 것으로 나타났다. 70년 1/4분기~77년 1/4분기까지의 前期에 대해선 單純合計總通貨(M₂S)의 流通速度(V₂S)가 가장 안정적이고 單純合計通貨(V₁S)가 가장 안정성이 낮은 것으로 나타났으며 78년 1/4분기~87년 4/4분기까지의 後期에 대해선 M₂S의 流通速度(V₂S)의 안정성이 크게 약화되는 반면 M₂F의 流通速度(V₂F)의 안정성이 가장 높게 나타났다.

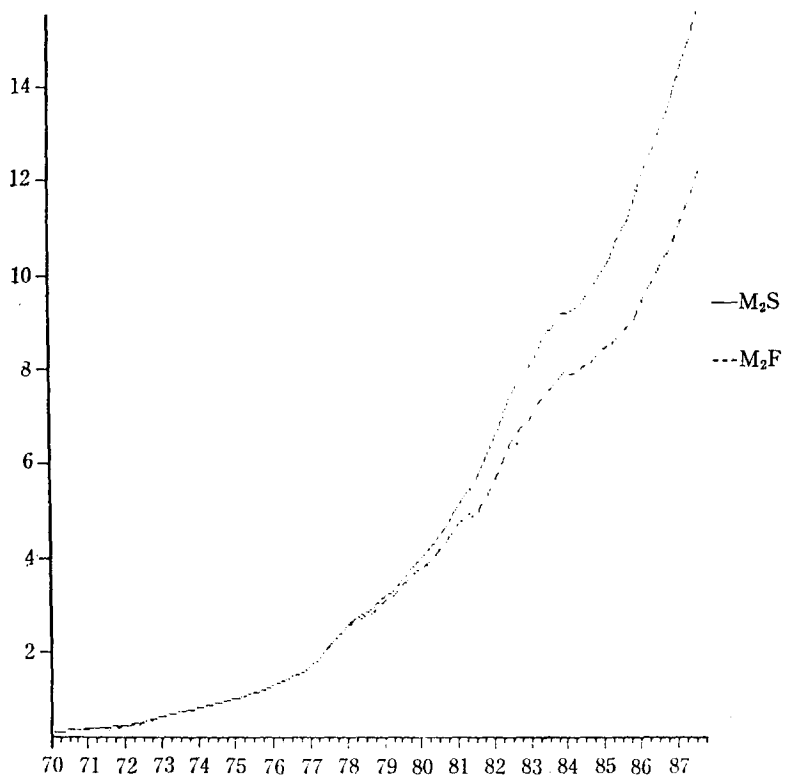
이는 M₂를 구성하는 통화자산중 비교적 높은 금리가 부과되는 통화자산의 비중이 80년대에 들어 크게 증가하는 한편 현금, 요구불예금 등 高流動性資産의 비중이 감소함에 따라 單純合計에 의한 總通貨는 실물경제를 뒷받침하는 流動性的의 크기를 제대로 반영하지 못할 뿐만 아니라 유동성의 움직임을 왜곡된 형태로 나타내기 때문으로 해석할 수 있다. 그리고 M₃의 유통속도에 대해서도 M₃S의 유통속도보다 M₃F의 유통속도가 훨씬 안정적이므로 유사한 설명을 할 수 있다. 즉 70년대 후반 이후 급속히 증가해 온 非通貨金融機關預受금은 그 구성자산들의 통화성의 정도가



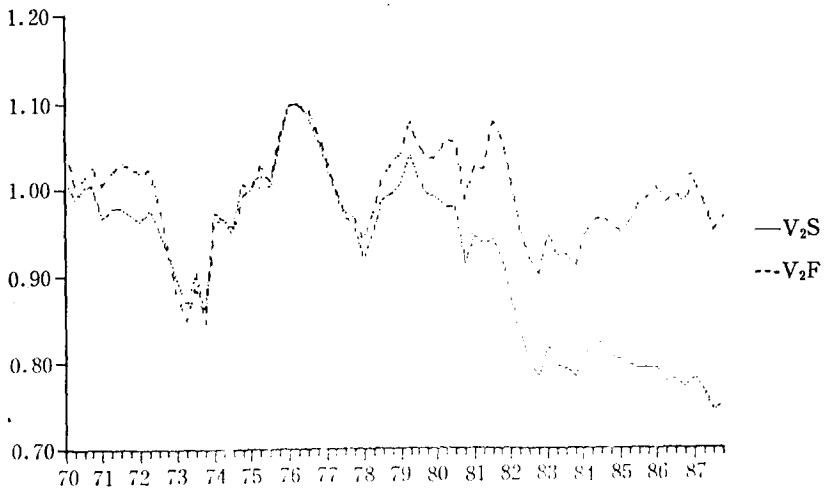
〈그림 1a〉피셔 및 單純合計 M_1 變動推移



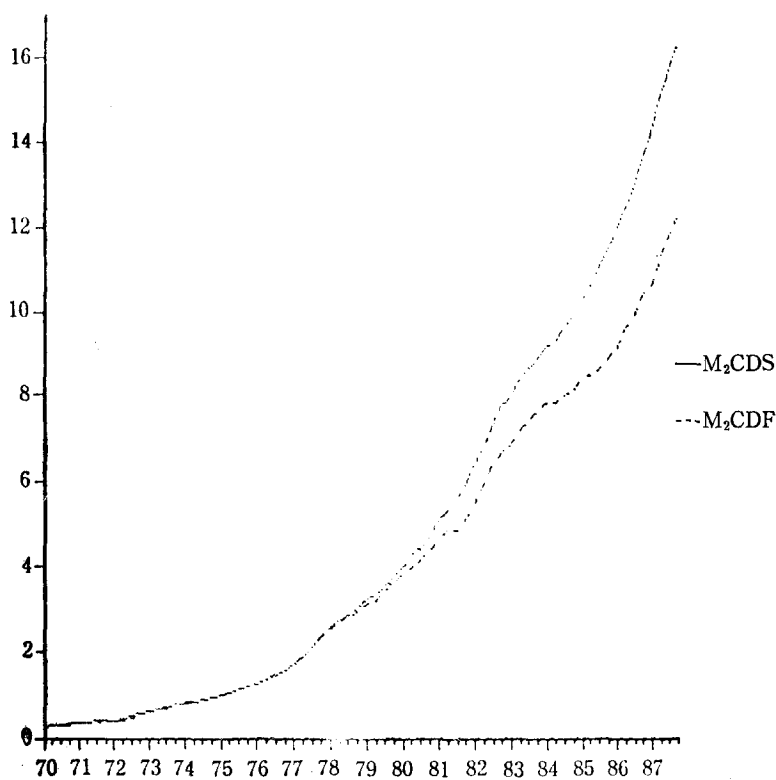
〈그림 1b〉피셔 및 單純合計 M_1 流通速度의 變動推移



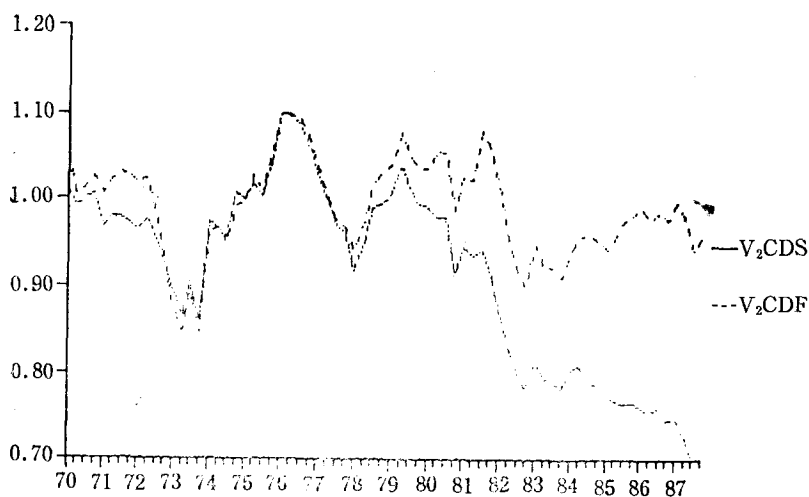
〈그림 2a〉 피서 및 單純合計 M_2 變動推移



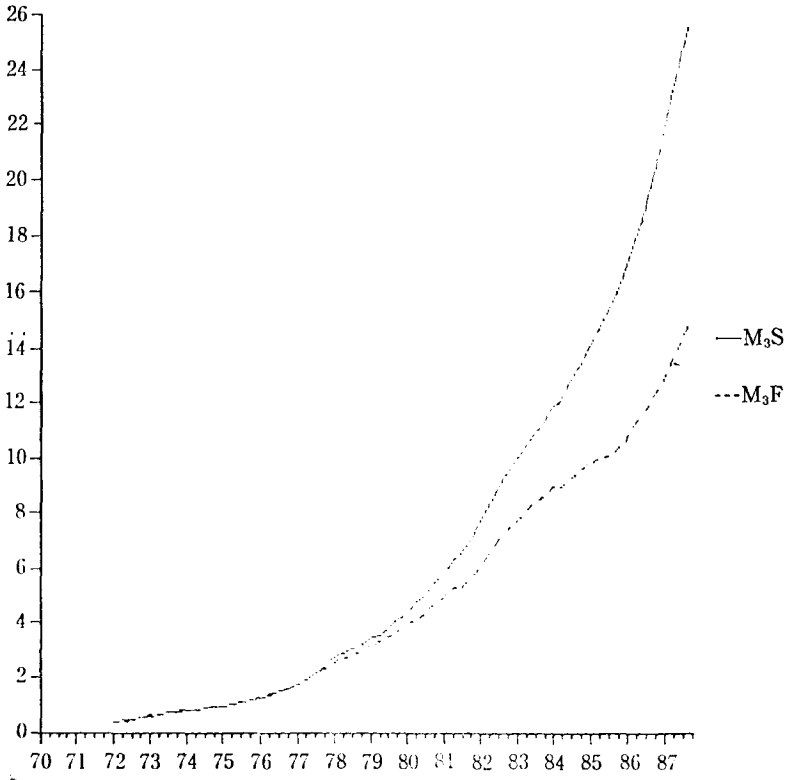
〈그림 2b〉 피서 및 單純合計 M_2 流通速度의 變動推移



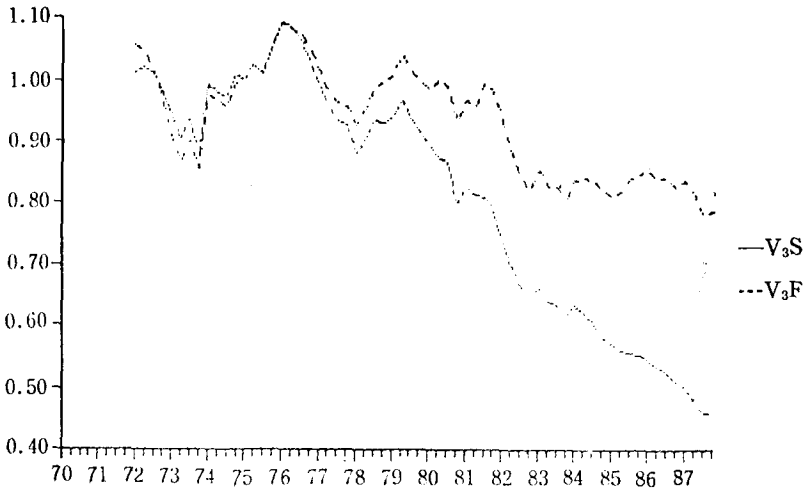
〈그림 3a〉 피셔 및 單純合計 M_2+CD 變動推移



〈그림 3b〉 피셔 및 單純合計 M_2+CD 流通速度의 變動推移



〈그림 4a〉 피셔 및 單純合計 M_3 變動推移



〈그림 4b〉 피셔 및 單純合計 M_3 流通速度의 變動推移

평균적으로 낮음에도 불구하고 이들을 통화금융기관의 高流動性 通貨資産과 동일한 가중치를 주어 단순합계한 M_3S 는 유동성의 움직임을 왜곡된 형태로 반영하는 데 반해 M_3F 는 통화성의 정도에 따라 적정가중치를 주어 가중합계하므로 실물경제를 뒷받침하는 유동성의 크기를 보다 정확하게 반영하기 때문으로 풀이할 수 있겠다.

IV. 피셔通貨需要函數의 推定과 安定性

通貨需要函數는 通貨와 巨視經濟變數 특히 國民總生産과의 關係를 규정하여 通貨政策의 波及經路 및 效果에 대한 분석을 가능하게 하므로 본장에서는 우리나라의 피셔通貨需要函數를 추정함으로써 피셔通貨指標과 巨視經濟變數間의 關係의 긴밀성을 살펴보고 추정된 피셔通貨需要函數의 安定性을 분석해 본다. 아울러 단순합계에 의한 각 통화통량의 수요함수를 추정하여 피셔통화수요함수와 비교해 봄으로써 피셔통화지표가 기존의 단순합계통화지표에 비해 實物經濟活動과의 關係에 있어 安定性이 높을 것이라는 우리의 기대와 부합하는지를 살펴본다.

1. 推定模型과 推定方法

通貨需要理論은 피셔(I. Fisher)의 交換方程式이 제시된 이후 다양하게 발전해 왔으며 대표적인 접근법으로서는 통화의 기능중 교환의 매개수단을 강조한 去來의 動機의 通貨需要理論[Baumol(1952)과 Tobin(1956)類의 在庫理論의 接近方法]과 通貨의 價值貯藏機能[Friedman(1956)의 新貨幣數量說과 Tobin(1958)의 資産選擇理論]을 강조한 資産價值極大化動機의 通貨需要理論이 있다. 이와 달리 消費者選擇理論의 틀속에서 각종 통화자산은 상이한 通貨性(moneyness)을 보유하고 있다는 가정하에 通貨 및 類似通貨資産(money and near-monies)에 대한 소비자의 통화수요행태를 분석하는 效用函數接近方法이 있다.¹⁶⁾

본논문에서는 각종 통화자산은 상이한 정도의 通貨性을 갖고 있다는 가정하에 통화성의 차이를 반영해주는 피셔理想指數에 의한 通貨서비스指標를 산출하고 통화자산의 가격개념으로서 使用者費用을 도출하여 종래의 전형적인 통화수요함수형태에 적합한 需要函數를 설정하고자 한다. 이러한 분석방법은 Barnett, Offenbacher and Spindt(1984)와 Ishida(1984) 등에 의해 시도되었는데 종래의 단순합계통화총량에 대한 수요함수관계의 긴밀성을 피셔통화총량과 비교분석할 수 있다는 점에서 유용하다.

16) Ewis and Fisher(1984), Serletis and Robb(1986), Serletis(1987), 咸貞鎬·崔雲奎(1988) 參照.

먼저 通貨需要理論의 실증분석에서 이용되고 있는 대표적인 함수의 하나로서 Goldfeld(1976)에 의해 사용된 다음과 같은 通貨需要函數를 상정한다.

$$\log(M_i S/P) = a_0 + a_1 \log GNPR + a_2 \log GBS + a_3 \log (M_i S/P)_{-1} \quad (11)$$

단, $M_i S$: 單純合計通貨總量 i , $GNPR$: 實質國民所得

P : GNP 디플레이터, GBS : 國公債收益率

그리고 (11)식에 Friedman and Schwartz(1982)에 의해 사용된 名目GNP增加率을 설명변수로 추가하여 (12)식과 같은 通貨需要函數를 설정한다.

$$\begin{aligned} \log(M_i S/P) = & b_0 + b_1 \log GNPR + b_2 \log GBS \\ & + b_3 \log RN + b_4 \log (M_i S/P)_{-1} \end{aligned} \quad (12)$$

단, RN : 名目國民所得增加率

(11)식의 通貨需要函數는 소득이 변화할 때 경제주체의 실질통화수요는 시간을 두고 서서히 조정된다는 實質部分調整假說에 입각하여 설정된 것이며 (12)식의 通貨需要函數는 (11)식에 實物資産에 대한 名目收益率의 代理變數(proxy)로서 名目GNP增加率을 설명변수로 추가한 것이다.¹⁷⁾

다음 통화자산의 가격개념으로서 使用者費用을 이용해서 다음과 같은 퍼셔通貨需要函數를 구성한다.

$$\log(M_i F/P) = c_0 + c_1 \log GNPR + c_2 \log PF_i + c_3 \log (M_i F/P)_{-1} \quad (13)$$

$$\begin{aligned} \log(M_i F/P) = & d_0 + d_1 \log GNPR + d_2 \log PF_i \\ & + d_3 \log RN + d_4 \log (M_i F/P)_{-1} \end{aligned} \quad (14)$$

단, $M_i F$: 퍼셔通貨總量 i , PF_i : 퍼셔通貨 i 의 사용자비용

여기서 (13)식과 (14)식의 통화수요함수는 (11)식과 (12)식과 달리 통화자산 보유의 機會費用變數로서 國公債收益率(GBS) 대신 使用者費用(PF)을 사용한 것이다.

(11)~(14)식의 통화수요함수를 추정하기 위해 사용된 각 자료는 X-11技法에 의해 季節變動을 조정하였으며 推定方法은 時系列相關을 제거하기 위해 Cochrane-Orcutt(CORC)方法 혹은 Hildreth-Lu(HILU)方法을 채택하였다. 需要函數는 1970년 1/4분기~1987년 4/4분기 분기별 시계열자료를 이용해서 全期間(70.1/4~87.4/4),

17) Friedman and Schwartz(1982)는 局面(phase; 美國은 2년, 英國은 2.8년에 해당) 平均資料를 사용한 분석에서 實物資産에 대한 收益率을 通貨需要의 說明變數로 사용하였고 1867~1975년기간에 걸친 美國과 英國의 資料에 대해 實物資産收益率의 代理變數가 名目資産收益率과 平均적으로 일치함을 보이고 名目GNP增加率이 實物資産에 대한 代理變數의 機能을 잘 수행함을 주장했다. 우리나라의 경우에도 通貨需要函數의 推定에 實物資産에 대한 名目收益率의 代理變數로서 名目GNP增加率을 사용한 예로는 尹源培(1988)와 朴在潤·崔長鳳(1988)이 있음.

前期(70.1/4~77.4/4), 後期(78.1/4~87.4/4)에 대해 추정하였다.¹⁸⁾

2. 推定結果

〈表 4〉~〈表 6〉은 圜紙通貨總量과 單純合計通貨總量에 대한 需要函數의 推定結果를 나타내고 있다. 推定結果에서 보듯이 대체로 圜紙 통화총량은 GNP와의 關係에 있어서 單純合計通貨量보다 높은 安定性을 보여주고 있다. 決定係數(R^2)는 대체로 0.95~0.99의 높은 수준을 나타내고 있으며 일부 常數項을 제외한 설명변수들은 거의 모두 統計的 有意性을 보여주고 있다.

全期間에 대한 推定結果에 의하면 長期所得彈力性은 M_1 의 경우 1보다 작게 나타나고 圜紙通貨需要가 單純合計通貨需要보다 1에 가까운 값을 갖는 데 대해서 M_1 을 제외한 통화총량에 대해서 單純合計 통화수요에 비해 圜紙 통화수요가 낮은 소득탄력성을 보여주며 특히 M_3 의 경우 圜紙通貨需要의 長期所得彈力性이 1에 가까운 값을 보여준다. M_1 의 소득탄력성은 1보다 작게 나타났는데 이는 거래적 동기나 예비적 동기에 의해 보유되는 협의의 통화는 金融制度의 發達에 따른 規模의 經濟로 所得彈力性이 1보다 작아야 한다는 일반적 견해와 잘 부합한다. 한편 광의의 통화에 대해 이와같이 長期所得彈力性에 있어 圜紙 통화수요가 單純合計 통화수요보다 1에 가까운 값을 보여주고 있다는 것은 通貨에 대한 長期所得彈力性이 1이라고 기대할 수 있다면¹⁹⁾ 圜紙通貨需要가 單純合計 통화수요보다 構成通貨資產의 상이한 通貨性(moneyness)을 보다 잘 반영하고 있다는 증거가 될 수 있을 것이다. 특히 금융혁신이 급속히 진전되고 상이한 통화성을 갖는 다양한 금융상품이 등장하는 오늘날의 상황하에서 單純合計 통화보다 圜紙 통화와 같은 加重通貨指標가 갖는 중요성은 더욱 크다 할 것이다.

다음 全期間에 대한 利子率彈力性을 살펴보면 實物資產의 收益率이, 제외된 수요 함수에 대해 短期利子率彈力性은 0.06~0.12, 長期利子率彈力性이 0.08~0.48로서 廣義의 通貨(M_2 , M_2+CD , M_3)에 대해서 圜紙 통화수요의 이자율탄력성이 單純合計 통화수요의 그것보다 낮게 나타나고 있다. 이처럼 광의의 통화에 대해 圜紙 통화

18) 다양한 期間에 대해 通貨需要函數을 推定하고 extrapolation을 해본 결과 78년을 전후한 豫測値과 實際値間의 괴리가 확대되었고, 通貨指標간의 乖離가 심화되는 시점 또한 78년을 전후한 시기와 일치하므로 78년 1/4분기를 기준으로 前期와 後期를 구분하였다.

19) Friedman and Schwartz(1982)는 약 1세기(1867~1975)에 걸친 美國과 英國의 資料分析으로부터 通貨需要의 (長期)所得彈力性은 1에 가까운 값을 보였다. 1970년대 중반이후 각국에서 급속히 진전된 金融革新의 進展과 다양한 金融商品의 등장은 單純合計에 의한 通貨總量 특히 廣義의 通貨가 갖는 通貨性的 意味를 퇴색시켰다고 볼 수 있다.

〈表 4〉 피셔 및 單純合計 通貨需要函數의 推定結果

(推定期間: 70 I ~ 87 IV)

從屬變數	說 明 變 數						R ² (s.e.)	DW (ρ)	長 期 所 得 彈 力 性	長 期 利 子 率 彈 力 性
	常 數	LAG (-1)	GNPR	GBS	PF _t	RN				
M ₁ F	2.9577 (4.79)	0.2337 (2.48)	0.6489 (6.98)	-0.1050 (-2.06)	—	—	0.9931 (0.0424)	1.9792 (0.6999)	0.847	-0.137
M ₁ F	2.7986 (5.37)	0.1935 (2.10)	0.6781 (7.33)	—	-0.1397 (-2.66)	—	0.9934 (0.0414)	1.9646 (0.7412)	0.841	-0.173
M ₁ F	3.1500 (4.12)	0.2074 (1.69)	0.6723 (6.33)	-0.0930 (-1.55)	—	-0.0487 (-1.83)	0.9933 (0.0420)	1.9609 (0.7920)	0.848	-0.117
M ₁ F	3.1404 (3.99)	0.1384 (1.39)	0.7277 (6.57)	—	-0.1723 (-2.77)	-0.0636 (-2.50)	0.9924 (0.0403)	1.9509 (0.8717)	0.845	-0.200
M ₁ S	0.9133 (1.84)	0.2888 (3.00)	0.5687 (6.29)	-0.1069 (-2.16)	—	—	0.9861 (0.0426)	2.0272 (0.6725)	0.800	-0.150
M ₁ S	0.9145 (2.37)	0.5174 (5.34)	0.3644 (4.17)	-0.1019 (-2.51)	—	-0.0037 (-0.15)	0.9840 (0.0430)	2.0594 (0.4868)	0.755	-0.211
M ₂ F	2.5295 (6.53)	0.2927 (3.62)	0.6579 (8.12)	-0.0977 (-3.24)	—	—	0.9967 (0.0287)	2.0793 (0.5928)	0.930	-0.138
M ₂ F	2.8213 (5.90)	0.2519 (2.83)	0.6881 (7.74)	-0.0714 (-1.99)	—	-0.0546 (-3.17)	0.9976 (0.0271)	1.9480 (0.7294)	0.920	-0.095
M ₂ F	2.0140 (6.15)	0.2877 (3.42)	0.6898 (8.08)	—	-0.05963 (-2.07)	—	0.9966 (0.0296)	2.0544 (0.6385)	0.968	-0.084
M ₂ F	2.5554 (5.67)	0.2287 (2.54)	0.7274 (8.02)	—	-0.0443 (-1.38)	-0.0642 (-3.75)	0.9974 (0.0273)	1.8626 (0.7771)	0.943	-0.057
M ₂ S	0.1431 (0.47)	0.4091 (5.16)	0.6302 (7.13)	-0.1252 (-3.65)	—	—	0.9956 (0.0278)	2.3989 (0.6437)	1.066	-0.212
M ₂ S	0.5135 (2.46)	0.4403 (6.02)	0.5735 (7.23)	-0.1054 (-4.30)	—	-0.0667 (-4.74)	0.9970 (0.0227)	2.0895 (0.5068)	1.025	-0.188
M ₂ CDF	2.5127 (6.56)	0.2947 (3.65)	0.6580 (8.11)	-0.0996 (-3.34)	—	—	0.9968 (0.0287)	2.0782 (0.5846)	0.933	-0.141
M ₂ CDF	2.8035 (5.93)	0.2523 (2.84)	0.6901 (7.76)	-0.0726 (-2.05)	—	-0.0547 (-3.20)	0.9976 (0.0270)	1.9482 (0.7243)	0.923	-0.097
M ₂ CDF	1.9884 (6.17)	0.2897 (3.44)	0.6902 (8.07)	—	-0.0619 (-2.17)	—	0.9966 (0.0296)	2.0549 (0.6301)	0.972	-0.087
M ₂ CDF	2.5330 (5.68)	0.2277 (2.53)	0.7314 (8.06)	—	-0.0474 (-1.41)	-0.0647 (-3.79)	0.9975 (0.0273)	1.8620 (0.7748)	0.947	-0.061
M ₂ CDS	0.2127 (1.13)	0.6503 (8.90)	0.3703 (4.57)	-0.1067 (-4.04)	—	—	0.9936 (0.0319)	1.9820 (0.2375)	1.059	-0.305
M ₂ CDS	0.4408 (2.52)	0.5577 (7.83)	0.4572 (5.95)	-0.1046 (-4.65)	—	-0.0535 (-3.77)	0.9953 (0.0269)	1.9132 (0.2313)	1.034	-0.236
M ₃ F	1.1743 (4.98)	0.6014 (7.97)	0.4186 (4.86)	-0.1036 (-4.92)	—	—	0.9951 (0.0277)	2.0160 (0.2755)	1.050	-0.260
M ₃ F	1.7025 (5.56)	0.4539 (5.54)	0.5628 (6.10)	-0.0902 (-3.53)	—	-0.0483 (-3.03)	0.9972 (0.0262)	2.0335 (0.4696)	1.031	-0.265
M ₃ F	0.7591 (3.40)	0.5819 (6.61)	0.4569 (4.53)	—	-0.0716 (-3.30)	—	0.9957 (0.0296)	2.0401 (0.3902)	1.093	-0.171
M ₃ F	1.5464 (4.39)	0.3322 (3.70)	0.7163 (6.97)	—	-0.0521 (-1.91)	-0.0721 (-4.21)	0.9978 (0.0268)	1.9888 (0.6905)	1.073	-0.078
M ₃ S	-2.2211 (-3.77)	0.7651 (13.62)	0.3467 (4.10)	-0.1140 (-4.47)	—	—	0.9964 (0.0271)	2.0381 (0.2413)	1.476	-0.486
M ₃ S	-3.1769 (-5.23)	0.6352 (10.49)	0.5085 (5.75)	-0.1193 (-4.56)	—	-0.0582 (-3.87)	0.9954 (0.0245)	2.0763 (0.3911)	1.394	-0.219

註: 1) 推定方法은 HILU

수요의 이자율탄력성이 상대적으로 낮게 나타나는 이유는 피서통화총량에 적게 반영되는 수익성위주의 통화자산보유분(高收益性 通貨資産)이 去來의 動機의 通貨資産保有分에 비해 이자율탄력성이 높아 利率의 1% 변화시 보다 탄력적으로 반응하는 高收益性 通貨資産 保有分の 變化가 피서통화총량보다 단순합계 통화총량을 상대적으로 더 크게 변화시키기 때문이라고 볼 수 있을 것이다.

〈表 5〉 피서 및 單純合計 通貨需要函數 推定結果

(推定期間: 70 I ~ 77 IV)

從屬 變數	說 明 變 數						R ² (s.e.)	DW (ρ)	長 期 所得 彈力性	長 期 利率 彈力性
	常 數	LAG (-1)	GNPR	GBS	PF _t	RN				
M ₁ F	0.8314 (1.60)	0.5651 (4.57)	0.4960 (3.71)	-0.1421 (-2.68)	—	—	0.9567 (0.0390)	2.1686 (0.2427)	1.140	-0.282
M ₁ F	0.2110 (0.53)	0.8132 (7.85)	0.2877 (2.68)	-0.1682 (-3.72)	—	-0.0514 (-1.53)	0.9790 (0.0345)	1.8096 (-0.0495)	1.540	-0.899
M ₁ F	-0.0761 (-0.16)	0.4880 (3.94)	0.6444 (4.55)	—	-0.1772 (-3.23)	—	0.9589 (0.0371)	2.2007 (0.2616)	1.259	-0.346
M ₁ F	-0.9141 (-2.50)	0.7385 (7.58)	0.4563 (4.10)	—	-0.1981 (-4.74)	-0.0705 (-2.40)	0.9835 (0.0312)	1.8035 (-0.0710)	1.745	-0.754
M ₁ S	-0.0757 (-0.20)	0.6309 (5.65)	0.3893 (3.28)	-0.1320 (-2.20)	—	—	0.9664 (0.0384)	2.0591 (0.1135)	1.055	-0.358
M ₁ S	-0.1669 (-0.54)	0.8117 (8.06)	0.2660 (2.64)	-0.1670 (-3.74)	—	-0.0485 (-1.46)	0.9778 (0.0343)	1.9095 (-0.0586)	1.412	-0.887
M ₂ F	1.7068 (2.31)	0.4763 (3.51)	0.5268 (4.07)	-0.1320 (-2.20)	—	—	0.9253 (0.0361)	2.1722 (0.4088)	1.006	-0.252
M ₂ F	0.4369 (0.77)	0.8011 (7.10)	0.2841 (2.75)	-0.1463 (-3.03)	—	-0.0657 (-2.01)	0.9679 (0.0318)	1.8968 (0.1116)	1.428	-0.736
M ₂ F	0.3538 (0.71)	0.5805 (4.80)	0.5033 (3.85)	—	-0.1214 (-2.90)	—	0.9630 (0.0359)	2.0629 (0.1809)	1.211	-0.292
M ₂ F	-0.7415 (-1.54)	0.7723 (7.61)	0.4110 (3.86)	—	-0.1367 (-3.93)	-0.0756 (-2.63)	0.9771 (0.0303)	1.8984 (-0.0108)	1.802	-0.600
M ₂ S	1.0678 (2.21)	0.4380 (3.21)	0.4881 (4.13)	-0.1116 (-2.28)	—	—	0.9454 (0.0327)	2.0714 (0.2866)	0.868	-0.198
M ₂ S	0.2384 (0.57)	0.7436 (5.93)	0.2990 (2.91)	-0.1077 (-2.51)	—	-0.0699 (-2.47)	0.9664 (0.0281)	1.9744 (0.1261)	1.166	-0.421
M ₃ F	-0.6082 (-1.43)	0.8993 (12.78)	0.3072 (4.81)	-0.3136 (-7.33)	—	—	0.9844 (0.0278)	2.3644 (-0.4787)	3.049	-3.114
M ₃ F	-0.3732 (-0.77)	0.8914 (11.68)	0.2881 (4.02)	-0.2648 (-4.36)	—	-0.0349 (-1.08)	0.9826 (0.0278)	2.2779 (-0.3631)	2.652	-2.438
M ₃ F	-0.7838 (-0.88)	0.7110 (5.80)	0.4676 (3.38)	—	-0.1459 (-3.09)	—	0.9488 (0.0362)	1.9968 (-0.0565)	1.618	-0.505
M ₃ F	0.2154 (0.25)	0.7030 (5.84)	0.4132 (3.11)	—	-0.0919 (-2.09)	-0.1262 (-3.79)	0.9503 (0.0280)	2.1377 (0.2088)	1.391	-0.309
M ₃ S	-1.5740 (-3.23)	0.9416 (12.37)	0.2883 (3.97)	-0.2776 (-7.40)	—	—	0.9896 (0.0257)	2.4079 (-0.5404)	4.928	-4.745
M ₃ S	-1.5003 (-2.81)	0.9146 (11.02)	0.2830 (3.58)	-0.2227 (-4.07)	—	-0.0392 (-1.34)	0.9884 (0.0255)	2.2932 (-0.3993)	3.316	-2.608

註: 1) 推定方法은 CORC

〈表 6〉 피셔 및 單純合計 通貨需要函數의 推定結果 (推定期間: 78 I ~ 87 N)

從屬變數	說 明 變 數						R ² (s.e.)	DW (ρ)	長 期 所 得 彈力性	長 期 利子率 彈力性
	常 數	LAG (-1)	GNPR	GBS	PF _t	RN				
M ₁ F	2.8211 (2.68)	0.5626 (5.36)	0.2709 (2.28)	-0.1347 (-2.62)	—	—	0.9905 (0.0437)	1.9771 (0.2723)	0.619	-0.308
M ₁ F	2.8237 (2.64)	0.5622 (5.27)	0.2713 (2.25)	-0.1334 (-2.37)	—	-0.0019 (-0.07)	0.9906 (0.0443)	1.9784 (0.2736)	0.620	-0.305
M ₁ F	3.2435 (3.46)	0.5074 (4.98)	0.2454 (2.17)	—	-0.1869 (-3.52)	—	0.9925 (0.0294)	1.9736 (0.2944)	0.498	-0.379
M ₁ F	3.1630 (3.56)	0.5281 (5.32)	0.2205 (2.04)	—	-0.2077 (-3.53)	0.0239 (0.87)	0.9895 (0.0412)	1.9515 (0.2285)	0.467	-0.440
M ₁ S	1.7157 (1.83)	0.6124 (5.93)	0.2025 (1.74)	-0.1367 (-2.73)	—	—	0.9791 (0.0447)	1.9723 (0.2275)	0.522	-0.353
M ₁ S	1.7147 (1.81)	0.6125 (5.84)	0.2024 (1.71)	-0.1378 (-2.50)	—	0.0015 (0.05)	0.9790 (0.0454)	1.9714 (0.2264)	0.522	-0.356
M ₂ F	3.2962 (4.98)	0.891 (3.77)	0.4645 (4.89)	-0.1349 (-4.71)	—	—	0.9967 (0.0225)	1.9367 (0.2217)	0.760	-0.221
M ₂ F	3.7209 (5.14)	0.2859 (2.66)	0.5556 (5.59)	-0.1278 (-3.94)	—	-0.0242 (-1.58)	0.9984 (0.0221)	1.9559 (0.3573)	0.778	-0.179
M ₂ F	3.2689 (3.35)	0.3590 (3.02)	0.4628 (4.09)	—	-0.1500 (-2.77)	—	0.9983 (0.0249)	1.9503 (0.4122)	0.722	-0.234
M ₂ F	3.9257 (3.58)	0.0950 (0.83)	0.7480 (6.35)	—	-0.1872 (-1.52)	-0.0574 (-2.87)	0.9991 (0.0232)	1.9733 (0.7877)	0.826	-0.096
M ₂ S	0.3052 (0.47)	0.4465 (4.44)	0.5793 (4.78)	-0.1398 (-3.50)	—	—	0.9769 (0.0214)	1.9338 (0.5618)	1.047	-0.253
M ₂ S	0.0254 (0.04)	0.2789 (2.92)	0.7946 (6.81)	-0.1186 (-3.41)	—	-0.0634 (-3.81)	0.9828 (0.0181)	2.0191 (0.5759)	0.817	-0.122
M ₂ CDF	3.1932 (4.96)	0.3926 (3.83)	0.4708 (4.91)	-0.1334 (-4.73)	—	—	0.9965 (0.0224)	1.9329 (0.2119)	0.775	-0.219
M ₂ CDF	3.6026 (5.13)	0.2918 (2.74)	0.5605 (5.61)	-0.1261 (-3.98)	—	-0.0245 (-1.62)	0.9984 (0.0219)	1.9464 (0.3414)	0.791	-0.178
M ₂ CDF	3.0807 (3.26)	0.3669 (3.11)	0.4732 (4.14)	—	-0.1443 (-2.71)	—	0.9983 (0.0250)	1.9386 (0.4054)	0.747	-0.227
M ₂ CDF	3.7712 (3.50)	0.0962 (0.84)	0.7638 (6.48)	—	-0.0814 (-1.44)	-0.0587 (-2.94)	0.9991 (0.0232)	1.9678 (0.7895)	0.845	-0.090
M ₂ CDS	0.0319 (0.05)	0.5506 (4.61)	0.5043 (3.27)	-0.1234 (-3.22)	—	—	0.9951 (0.0273)	1.8310 (0.2758)	1.122	-0.274
M ₂ CDS	-0.2514 (0.47)	0.3093 (2.42)	0.7950 (4.92)	-0.1228 (-3.63)	—	-0.0623 (-3.35)	0.9963 (0.0241)	1.8287 (0.2753)	1.151	-0.178
M ₃ F	1.8187 (3.13)	0.4680 (4.87)	0.5294 (4.79)	-0.1306 (-4.10)	—	—	0.9980 (0.0227)	1.9655 (0.3278)	0.995	-0.247
M ₃ F	2.2090 (3.77)	0.3208 (3.26)	0.6874 (6.14)	-0.1207 (-3.79)	—	-0.0446 (-2.78)	0.9987 (0.0209)	1.9835 (0.4052)	1.012	-0.178
M ₃ F	0.8115 (0.88)	0.4445 (4.21)	0.6280 (4.71)	—	-0.0668 (-1.25)	—	0.9989 (0.0256)	1.9568 (0.6249)	1.130	-0.119
M ₃ F	1.4278 (1.59)	0.2414 (2.32)	0.8441 (6.65)	—	-0.0444 (-0.92)	-0.0657 (-3.28)	0.9991 (0.0228)	1.9688 (0.7516)	1.318	-0.059
M ₃ S	-3.9945 (-3.67)	0.6553 (8.63)	0.5682 (4.17)	-0.1068 (-2.61)	—	—	0.9893 (0.0234)	1.9079 (0.5702)	1.648	-0.310
M ₃ S	-5.4944 (-5.16)	0.5258 (6.78)	0.7828 (5.73)	-0.0934 (-2.47)	—	-0.0586 (-3.17)	0.9910 (0.0209)	1.9262 (0.6025)	1.651	-0.196

註: 1) 推定方法은 HILU

한편 推定期間을 前期와 後期로 나누어 推定한 結果를 비교해보면 파라메터와 長期彈力性이 상당히 變化했음을 보여준다. 이는 피셔 및 단순함계통화수요가 1978년을 전후하여 構造적으로 變化했을 가능성을 시사해 준다.

3. 需要函數의 安定性

通貨供給의 變化가 經濟活動에 예측가능하게 影響을 줄 수 있기 위해서는 通貨當局이 通貨供給을 統制할 수 있어야 하고 通貨需要가 충분히 安定的이어야 한다.²⁰⁾ 일반적으로 通貨需要函數는 설명변수로서 GNP와 利率을 포함하고 이들 변수간의 關係의 安定성은 通貨量과 實物經濟活動間의 關係의 밀접성을 의미한다. 따라서 通貨需要函數의 安定性은 주어진 통화공급하에 貨幣部門의 安定性을 의미하며 통화공급의 外生的 變化가 實物部門에 예측가능하게 파급될 수 있는 전제조건이 된다.

그렇다면 제도적인 變化, 사회정치환경의 變化 그리고 경제여건의 變化에도 불구하고 安定的인 需要函數가 존재하거나 아니면 이들 상황의 變化가 수요함수에 미치는 效果를 설명할 수 있는 通貨總量을 찾는 것이 현실적인 문제로 등장한다.

먼저 通貨需要函數가 어떤 형태로 變化했는가를 살펴보기 위해 피셔通貨總量과 單純合計通貨總量에 대해 1970. 1/4~1977. 4/4의 기간에 대해 推定한 후 이 回歸式 ((11)식과 (13)식)을 이용하여 外插(extrapolation)함으로써 1978. 1/4~1987. 4/4기간에 대한 豫測値를 구하였다. <表 7>은 1970. 1/4~1977. 4/4 기간을 대상으로 推定된 通貨需要函數를 이용하여 1978. 1/4~1987. 4/4 기간에 대한 通貨需要 豫測誤差의 自乘平均根(RMSE %)을 구한 것이다.

<表 7> 通貨需要函數 豫測誤差의 自乘平均根(RMSE %) ¹⁾ (1978.1/4~1987.4/4)

피셔通貨	RMSE(%)		單純合計通貨	RMSE(%)	
	A	B		A	B
M ₁ F	23.23	49.02	M ₁ S	14.78	41.45
M ₂ F	10.89	26.24	M ₂ S	9.76	16.17
M ₃ F	15.43	59.16	M ₃ S	20.64	493.58

註: 1) A: 靜態的(static) 시물레이션에 의한 豫測誤差의 自乘平均根(RMSE %).

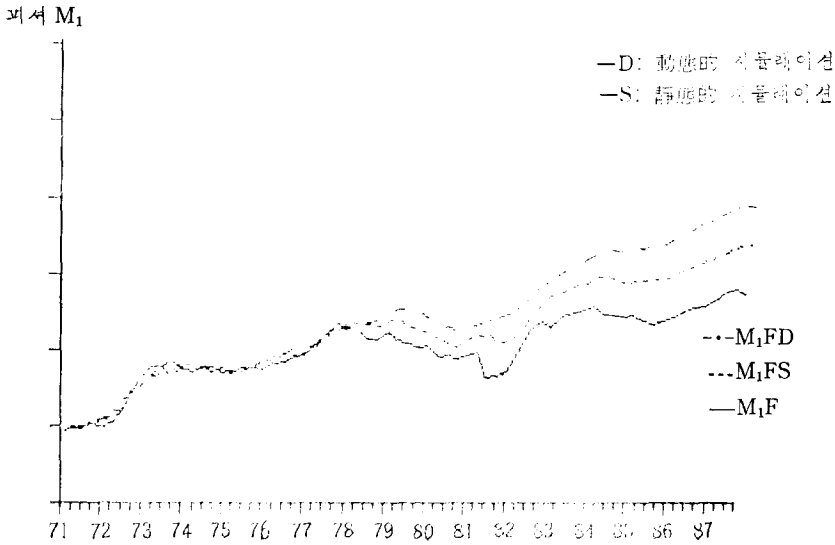
B: 動態的(dynamic) 시물레이션에 의한 豫測誤差의 自乘平均根(RMSE %).

계산식은

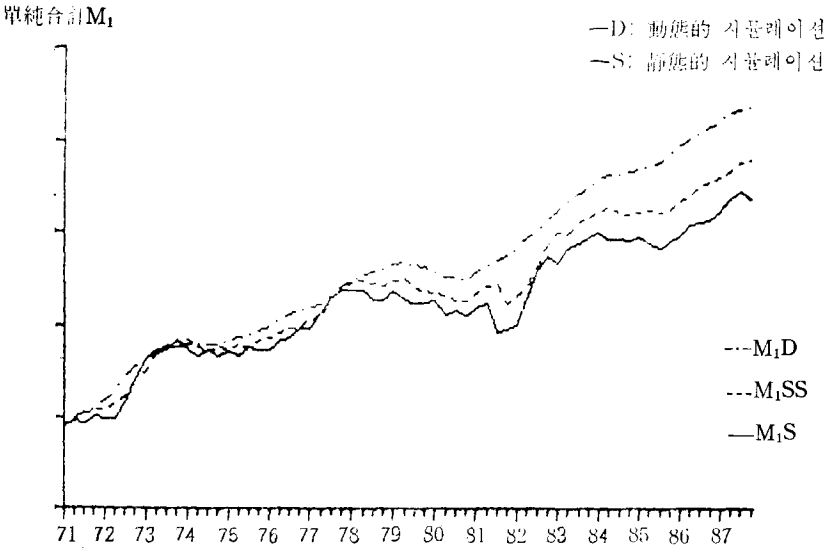
$$RMSE(\%) = 100 \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{\text{豫測値} - \text{實際値}}{\text{實際値}} \right)^2}$$

20) Laidler(1969), Podolski(1986, pp.63-64) 參照.

〈그림 5〉~〈그림 7〉은 피서通貨總量과 單純合計通貨總量에 대해 實際値와 豫測値를 나타내고 있다. 예측치는 靜態的 시뮬레이션에 의한 예측치와 動態的 시뮬레이션에 의한 예측치 두 가지를 포함하고 있다. 먼저 M_1 의 경우(〈그림 5〉), 78년 1/4분기 이후 예측치는 실제치를 크게 상회하고 있는데 이러한 양상은 단순합계통화수

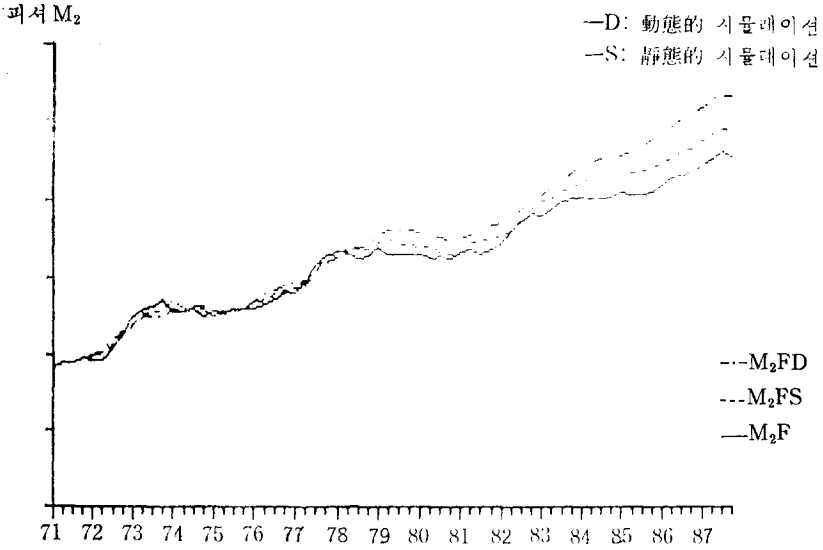


〈그림 5a〉 피서 M_1 需要函數의 Extrapolation 結果

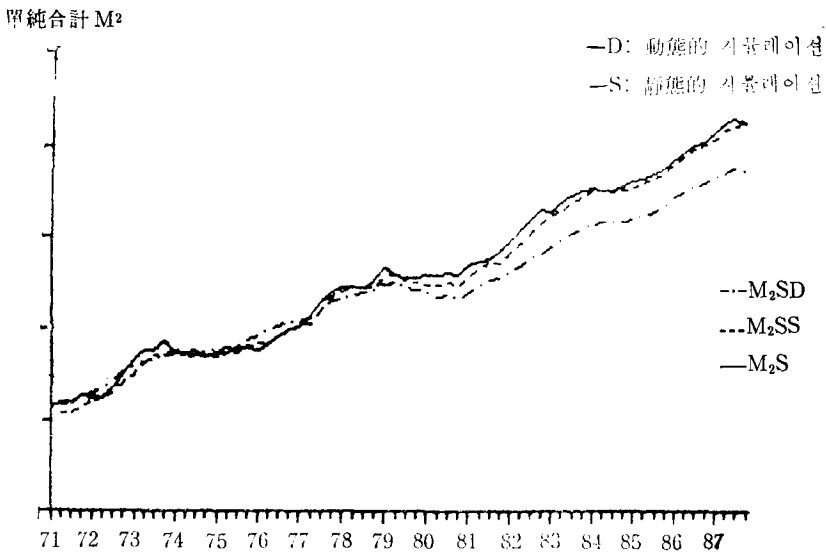


〈그림 5b〉 單純合計 M_1 需要函數의 Extrapolation 結果

요와 피셔통화수요함수에 공통적으로 나타나고 있다. 둘째, M_2 의 경우(〈그림 6〉)는 예측치가 실제치를 이탈하는 양상이 피셔通貨需要와 單純合計通貨需要에 대해 달리 나타나고 있다. 78년 1/4분기 이후 피셔通貨需要函數에서 실제치는 外插에 의한 예측치를 상회하고 있으나 單純合計通貨需要函數에 의거한 예측치는 실제치를 하회하

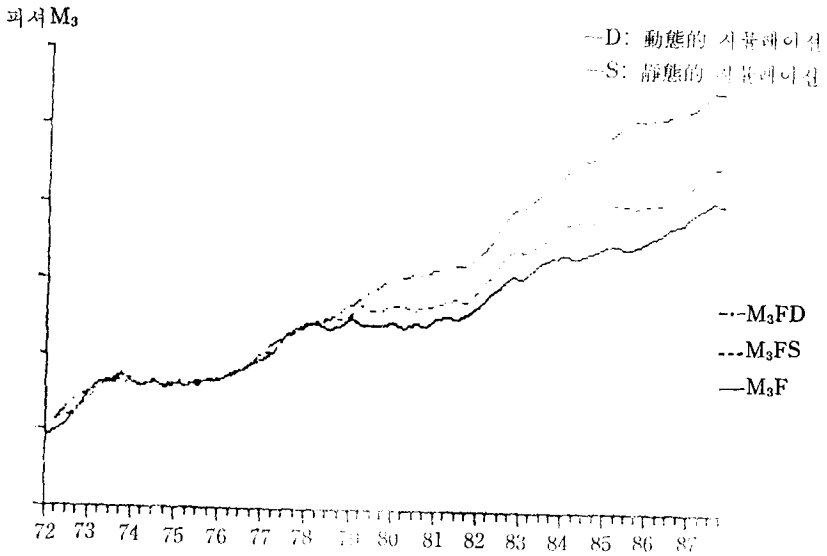


〈그림 6a〉 피셔 M_2 需要函數의 Extrapolation 結果

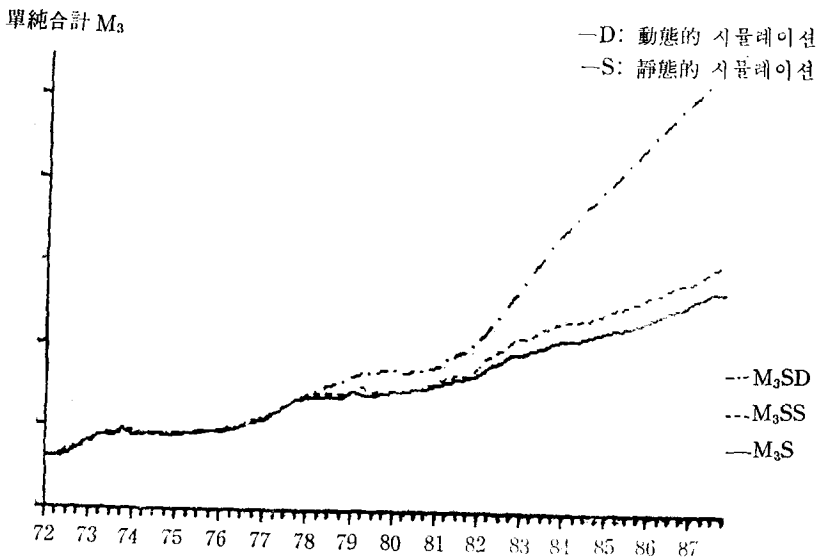


〈그림 6b〉 單純合計 M_2 需要函數의 Extrapolation 結果

고 있다. 특히 피서通貨需要의 豫測은 83년까지는 대체로 實際値를 잘 추적하고 있으나 83년 이후 예측치와 실제치간의 괴리가 확대되고 있다. 세제, M_3 의 경우(<그림 7>), 需要函數는 M_2 에 비해 훨씬 큰 不安定性을 보여주고 있는데 예측치와 실제치간의 괴리는 80년대 들어서 더욱 심화되고 있다. M_3 에 대한 수요함수가 이처럼 不安定性을 내포하고 있는 것은 推定期間이 충분히 길지 못하다는 점, 그리고 1970



<그림 7a> 피서 M_3 需要函數의 Extrapolation 結果



<그림 7b> 單純合計 M_3 需要函數의 Extrapolation 結果

〈表 8〉 通貨需要函數 豫測誤差의 自乘平均根(RMSE %) ¹⁾ (1986.1/4~1987.4/4)

피 서 通 貨	RMSE(%)	單純合計通貨	RMSE(%)
M ₁ F	4.57	M ₁ S	4.15
M ₂ F	2.44	M ₂ S	2.80
M ₃ F	2.05	M ₃ S	2.74

註：1) 動態的 시뮬레이션에 의한 豫測誤差의 自乘平均根

년대 후반에 들어서 第2金融圈의 급속한 신장과 함께 高收益性 流通資産이 대거 출현함에 따라 이들 자산에 대한 수요패턴의 변화로 인해 M₃에 대한 수요행태가 바뀌었을 것이라는 점 등을 들 수 있을 것이다.

다음, 이와 같은 70년대 후반이후 다양한 金融資産의 등장으로 인한 需要行態의 變化를 需要函數에 반영하기 위해 對象期間을 80년대 중반까지 연장하여 추정하고 그 이후의 기간에 대해 통화수요를 예측하는 경우 각 通貨需要函數의 豫測力을 비교하여 보자.

이를 위해 通貨需要函數를 1970.1/4~1985.4/4 기간을 대상으로 추정한 후 同回歸式을 이용하여 1986.1/4~1987.4/4 기간의 8分期를 예측해 본 결과 〈表 8〉에서 보듯이 通貨需要의 豫測力은 협의의 통화보다 광의의 통화가 우수하게 나타났으며 협의의 통화 M₁의 경우 단순합계통화가 피서통화보다 수요함수의 예측력이 높은 것으로 나타났으나, M₂와 M₃의 광의의 통화에 대해서는 피서통화수요가 단순합계통화수요에 비해 예측력이 높은 것으로 나타났다.

이제 全期間에 대해 추정한 피서通貨需要函數와 單純合計通貨需要函數의 動態的安定性을 살펴보기 위해서 각 通貨需要函數 推定誤差의 自乘平均根(RMSE %)을 구해 보았는데 그 결과는 〈表 9〉에 나타나 있다.

〈表 9〉에서 全期間에 대한 시뮬레이션 결과 單純合計通貨需要函數에 비해서 피서通貨需要函數의 自乘平均根(RMSE %)이 전반적으로 낮게 나타나고 있는데 이는 加重通貨指標인 피서통화의 수요함수가 보다 安定的임을 함의한다. 특히 狹義의 通貨總量(M₁)에 비해 廣義의 通貨總量에 있어 피서通貨는 單純合計通貨보다 상대적으로 安定性이 크게 나타나고 있다.

그러나 M₂와 M₂CD의 경우 通貨需要函數의 安定性은 시뮬레이션기간에 따라 다소 상이하게 나타났는데 70년대에는 피서통화가 단순합계통화에 비해 수요의 안정성이 높았는데 비하여 80년대에는 오히려 단순합계통화가 피서통화보다 안정성이 높게 나타났다. 이는 80년대 M₂가 中心通貨指標로서 운용됨에 따라 通貨當局의 通貨需要展望 및 通貨增加目標 設定過程을 통해 피드백효과를 미침으로써 M₂와 M₂CD

〈表 9〉 通貨需要函數 推定誤差의 自乘平均根(RMSE %) ¹⁾

피 서 通 貨	RMSE(%)	單純合計通貨	RMSE(%)
I. 全期間(1971.2/4~1987.4/4)			
M ₁ F	7.40	M ₁ S	7.55
M ₂ F	4.77	M ₂ S	5.27
M ₂ C D F	4.76	M ₂ C D S	5.14
M ₃ F	4.78	M ₃ S	5.08
II. 70年代(1971.2/4~1979.4/4)			
M ₁ F	7.65	M ₁ S	7.01
M ₂ F	5.55	M ₂ S	6.55
M ₂ C D F	5.55	M ₂ C D S	6.55
M ₃ F	5.18	M ₃ S	5.57
III. 80年代(1980.2/4~1987.4/4)			
M ₁ F	7.22	M ₁ S	8.23
M ₂ F	3.74	M ₂ S	3.42
M ₂ C D F	3.80	M ₂ C D S	3.46
M ₃ F	4.09	M ₃ S	4.88

註 : 1) 1971.4/4~1987.4/4를 對象期間으로 하여 추정한(11)식 형태의 通貨需要函數를 사용하여 動態的 시뮬레이션함으로써 구한 RMSE %임. 단, M₃의 경우는 1972.1/4~1987.4/4를 對象期間으로 함.

通貨需要의 安定性이 강화되었다고 해석할 수 있을 것이다.

이상의 분석결과에서 나타났듯이 通貨需要函數의 安定性은 특히 광의의 통화에 있어서 單純合計通貨보다 피서通貨가 더 높은 것으로 평가할 수 있다. 그리고 이러한 분석결과는 피서通貨 構成資産의 通貨性을 더욱 잘 반영할 수 있도록 보다 정확한 使用者費用을 사용한다면 더욱 개선시킬 수 있을 것으로 생각된다.

V. 피서通貨總量과 名目GNP間의 關係

本章에서는 피서通貨總量과 經濟活動(名目GNP)間의 關係를 살펴본다. 이를 위해 먼저 피서통화와 명목GNP간의 時差相關係數를 구해본 다음 피서通貨와 名目GNP間 因果關係를 Sims檢定을 통해 살펴보았다. 그리고 利率의 役割을 반영하기 위해 通貨量, 利率, 名目 GNP間의 因果關係를 Granger檢定을 통해 분석하여 보았다.

나아가 St. Louis 縮約型模型을 이용하여 각 통화총량의 名目GNP豫測力을 살펴 보았다. 그리고 이들 실증분석은 피서통화뿐만 아니라 단순합계통화에 대해서도 함

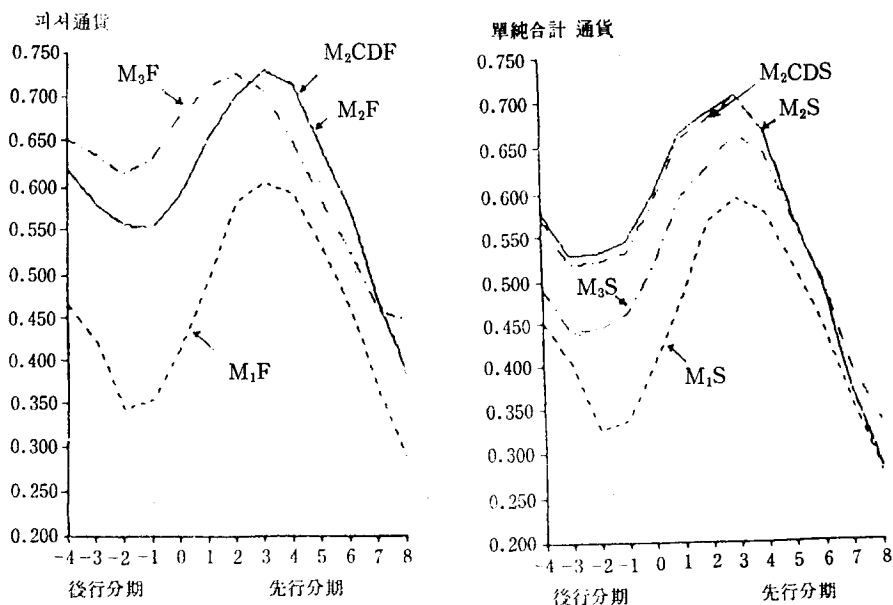
개 행함으로써 양자를 비교해 볼 수 있도록 하였다.

1. 時差相關係數

피서通貨 및 單純合計通貨와 名目 GNP간의 時差相關係數(增加率基準)를 구해 보았다. <그림 8>은 1970년 1/4분기에서 1987년 4/4분기를 대상으로 하여 일정시점의 명목 GNP와 이를 선행하는 과거 8분기의 통화총량 및 후행하는 미래 4분기의 통화총량간의 時差相關係數를 도식화한 것이다.

通貨指標와 名目GNP간의 關係가 밀접할수록 양자의 相關係數의 값은 크게 나타날 것이다. 또한 통화지표의 명목GNP에 대한 先行性이 강하고 後行性이 약하면 통화지표의 명목GNP에 대한 外生性이 강화되고 반대의 경우 명목GNP의 통화지표에 대한 外生性이 강하게 나타난다고 할 수 있다. 따라서 時差相關係數를 기준으로 볼 때 名目GNP와의 關係가 밀접하고 外生性이 강한 통화지표일수록 先行 時差相關係數가 높고 後行 時差相關係數는 낮게 나타날 것이다.

<그림 8>에서 單純合計通貨에 대해서 보면 同行性, 先行性, 後行性 모두에 있어서 M_2 가 가장 높게 나타나고 M_1 이 가장 낮은 것으로 나타났다. 한편 피서通貨의 경우 동행성과 후행성에 있어선 廣義의 指標인 M_3 가 가장 우월하고 선행성에 있어선 $M_2(M_2+CD)$ 와 M_3 간의 우열이 뚜렷하지 않으며 M_1 은 모든 측면에 있어서 가



<그림 8> 피서 및 單純合計 通貨와 名目GNP간의 時差相關係數

장 열등하게 나타났다.

2. 名目GNP와 通貨量간의 因果關係檢定

通貨量과 名目GNP간의 因果關係는 巨視經濟學의 중요한 실증적 이슈의 하나로서 활발하게 연구되어 왔다. Friedman and Schwartz(1963)는 通貨量の 變化率과 名目所得變化率의 轉換點을 비교함으로써 通貨供給의 變化는 名目所得變動의 주요 원인이 된다고 주장하였고 이는 通貨政策의 效率性을 지지하는 通貨主義傳統에 입각한 많은 實證研究을 가져왔다. Sims(1972)는 美國資料를 이용하여 通貨에서 名目GNP로의 一方的 因果關係가 있음을 보였다. 그러나 Williams, Goodhart, and Gowland(1976)는 英國資料를 사용한 결과 名目GNP에서 通貨로의 一方的 因果關係의 存在可能性을 보인 바 있다.

통화공급의 변화가 원인이 되어 소득의 변화를 결과해야 하며 그 역이 성립해서는 안된다는 通貨供給의 外生性은 通貨政策指標의 選定基準의 하나로 채택되고 있다. 이러한 인과관계를 검정하는 데는 Granger接近法, Sims接近法, Haugh & Pierce接近法, Hsiao接近法 등 2變量時系列模型에 의거한 방법과 多變量時系列模型인 VAR(Vector autoregression) 模型에 의거한 因果關係檢定方法이 있다. VAR模型은 GNP와 通貨間的 因果關係檢定에 GNP와 통화 이외에도 이자율과 GNP디플레이터 등을 포함함으로써 經濟變數間的 傳達經路를 고려할 수 있고 변수의 선택에 따라 영향을 받는 直接 및 間接的 因果關係를 규명할 수 있는 장점이 있다.²¹⁾ 여기서 인과관계의 검정과 그 결과의 해석에는 상당한 주의를 요한다. 이는 검정결과가 資料의 季節變動調整與否, 趨勢值除去, 事前的인 필터링 그리고 情報集合의 選擇에 따라 상당히 달라질 수 있기 때문이다.

1) Sims檢定

本論文에서는 먼저 通貨量과 名目GNP間的 因果關係를 검정하기 위해서 2變量時系列模型에 의거한 Sims檢定을 채택하였다. Sims(1972)는 인과관계에 대한 Granger의 定義를 이용하여 다음 조건이 충족되는 경우 X에서 Y로의 一方的인 因果關係가 존재한다고 보았다. 즉 i) X의 장래, 현재 및 과거값에 대해 Y의 현재값을 회귀하였을 때 X의 장래값은 Y의 현재값을 유의적으로 설명하지 못하는 한편 ii) Y의 장래, 현재 및 과거값에 대해 X의 현재값을 회귀하였을 때 Y의 장래값이 X의 현재값을 유의적으로 설명할 수 있는 경우 X에서 Y로의 인과관계가 존재한다.

이러한 Sims 接近法($n_1=4$, $n_2=8$)에 따라 다음과 같은 回歸模型을 설정한다.

21) 상세한 논의는 Sims(1980), Okina(1985) 參照.

$$GNP_t = a_0 + \sum_{i=-n_1}^{n_2} a_1(i) M_{t-i} + u_t \quad (15)$$

$$M_t = b_0 + \sum_{i=-n_1}^{n_2} b_1(i) GNP_{t-i} + v_t \quad (16)$$

단, M : 通貨量 GNP : 名目國民所得 u, v : 誤差項

Sims의 定義에 따를 때 M 에서 GNP 로의 一方的인 因果關係가 존재한다면 (15)식에서 M 의 장래값에 대한 계수 $a_i(i < 0)$ 가 모두 0이라는 歸無假說이 채택되고 (16)식에서 GNP 의 장래값에 대한 계수 $b_i(i < 0)$ 가 모두 0이라는 귀무가설이 기각되어야 한다. 그리고 $a_i(i < 0)$ 와 $b_i(i < 0)$ 가 모두 유의적으로 0이 아닐 때 M 과 GNP 간에는 雙方的(bidirectional) 因果關係가 존재한다.

이러한 Sims檢定은 (15)식과 (16)식의 장래값에 대한 F -檢定에 해당하는데 F -檢定은 誤差項의 系列相關에 영향을 많이 받으므로 誤差項의 系列相關을 제거하기 위해 原資料를 먼저 필터링하여 사용하여야 한다. Sims는 이를 위해 $(1 - 0.75L)^2$ 의

〈表 10〉 Sims檢定の 結果

(推定期間 : 1970.1/4 ~ 1987.4/4)¹⁾

回歸方程式	F 값	自 由 度	필 터(k) ²⁾
(1) 피서通貨			
$GNP = f(M_1F)$	3.19* ³⁾	(4, 44)	0.45
$GNP = f(M_2F)$	5.51** ³⁾	(4, 44)	0.40
$GNP = f(M_2CD)$	5.47**	(4, 44)	0.40
$GNP = f(M_3F)$	1.96	(4, 36)	0.40
$M_1F = f(GNP)$	0.47	(4, 44)	0.60
$M_2F = f(GNP)$	0.69	(4, 44)	0.60
$M_2CD = f(GNP)$	0.55	(4, 44)	0.65
$M_3F = f(GNP)$	1.73	(4, 36)	0.70
(2) 單純合計通貨			
$GNP = f(M_1S)$	3.25*	(4, 44)	0.45
$GNP = f(M_2S)$	8.57**	(4, 44)	0.45
$GNP = f(M_2CDS)$	4.77**	(4, 44)	0.50
$GNP = f(M_3S)$	1.82	(4, 36)	0.75
$M_1S = f(GNP)$	2.41	(4, 44)	0.60
$M_2S = f(GNP)$	0.77	(4, 44)	0.75
$M_2CDS = f(GNP)$	1.04	(4, 44)	0.75
$M_3S = f(GNP)$	1.82	(4, 36)	0.75

註 : 1) M_3S 와 M_3F 의 경우 推定期間은 1972.1/4 ~ 1987.1/4임.

2) k 값은 2次型의 필터 $(1 - kL)^2$ 에 사용된 값임.

3) * 5% 水準에서 有意的임.

** 1% 水準에서 有意的임.

필터를 사용하였으나 Mehra(1977)와 Feige and Pearce(1979)의 지적처럼 Sims가 美國의 특정기간을 분석대상으로 사용한 필터가 다른 나라와 다른 대상기간에 대해서도 오차항의 계열상관을 제거하리라는 보장이 없다. 따라서 本論文에서는 오차항의 계열상관이 갖는 문제를 피하기 위해 Mehra가 제안한 방법을 사용하였다. 즉 季節變動을 조정하고 代數値를 취한 자료를 2차형의 필터 $(1-kL)^2$ 을 사용하여 필터링한 후 OLS로 추정하였다. 이 때 임의로 선택된 $k(0 < k < 1)$ 에 대해 誤差項의 시계열상관여부를 DW統計量과 誤差項의 自己回歸을 통해 판단하고 0에서 1 사이의 k 값을 변화시켜가면서 오차항의 계열상관이 존재하지 않는 적절한 k 값을 선택하였다.

〈表 10〉에서 보듯이 피서通貨와 單純合計通貨는 名目GNP와의 因果關係에 있어서 뚜렷한 차이를 보여주지 않고 있다. Sims 檢定結果 어떤 通貨量도 名目GNP에 대해 一方的 因果關係를 갖지 않았으며 피서 및 單純合計 通貨에 대해 5% 유의수준에서 GNP는 M_1 에 대해 일방적 인과관계를 갖고, M_2 , $M_2 + CD$ 의 경우 1% 유의수준에서 GNP가 M_2 , $M_2 + CD$ 에 대해서 일방적 인과관계를 갖는 것으로 나타났다.²²⁾

2) Granger檢定 : 3變量時系列模型

通貨論者模型에 있어서는 통화에서 명목GNP로의 一方的 因果關係가 있는 것으로 가정하고 있는 바와 달리 케인지안模型에서는 通貨供給의 變化는 利率의 變化를 통해 所得의 變化를 가져온다고 가정하고 있다. 따라서 케인지안模型이 성립하는 경우에도 通貨量과 名目所得間의 2變量因果關係檢定에서는 通貨에서 名目GNP로의 一方的 因果關係가 있는 것으로 나타나 通貨論者의 模型을 지지하는 것으로 나타난다. 그러나 이자율이 모형에 추가되는 경우 利率이 장래 GNP에 대한 情報를 갖고 있고 通貨量은 장래 GNP에 대한 추가적 설명력을 갖고 있지 않아 通貨에서 GNP로의 일방적 인과관계가 관측되지 않는다. 이와 같이 體系에 이자율의 포함여부에 따라 Granger檢定結果가 달리 나타날 수 있다.²³⁾

本論文에서는 利率이 名目GNP에 미치는 經路를 반영해주기 위해 다음과 같은 通貨量, 利率, 名目GNP를 생성하는 3變量縮約型體系를 설정하여 Granger 檢定을 해보았다.

22) Atesoglu and Tillman(1980)은 1960.1/4~1974.4/4 기간의 韓國의 分期資料를 이용하여 Sims(1972)에 의해 제안된 因果關係檢定(필터 $(1-0.5L)^2$ 을 사용)을 해 본 결과 M_1 의 경우 名目GNP와 雙方的 因果關係를 갖는 반면 M_2 의 경우 名目GNP에서 M_2 로의 一方的 因果關係가 있는 것으로 나타남. 한편 朴在潤·河成根(1982)은 1972년~1978년을 대상기간으로 한 분석결과 M_1 이 실질GNP에 대해 一方的 因果關係를 가지며 李吉寧(1984)이 1970년부터 1983년까지를 대상기간으로 한 분석결과 M_3 만이 GNP에 대해 一方的 因果關係를 갖는 것으로 보고하고 있음.

23) 상세한 論議는 Okina(1985) 參照.

$$\Delta GNP_t = a_0 + \sum_{i=1}^8 a_1(i) \Delta M_{t-i} + \sum_{i=1}^8 a_2(i) \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^4 a_3(i) \Delta GNP_{t-i} + u_t \quad (17)$$

$$\Delta R_t = b_0 + \sum_{i=1}^8 b_1(i) \Delta M_{t-i} + \sum_{i=1}^4 b_2(i) \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^8 b_3(i) \Delta GNP_{t-i} + v_t \quad (18)$$

$$\Delta M_t = c_0 + \sum_{i=1}^4 c_1(i) \Delta M_{t-i} + \sum_{i=1}^8 c_2(i) \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^8 c_3(i) \Delta GNP_{t-i} + w_t \quad (19)$$

단, ΔM : 通貨量の 變化 ΔGNP : 名目GNP의 變化

ΔR : 國公債收益率의 變化 u, v, w : 誤差項

〈表 11〉은 (17)~(18)식의 聯立方程式體系를 表面無相關回歸(SURE: Seemingly Unrelated Regressions)에 의해 추정한후 F -檢定을 행한 결과를 보여주고 있다. 表에 나타난 分析結果를 보면 명목 GNP와 통화량간의 인과관계 檢證結果가 皮셔통화와 단순합계통화에 있어 다소 상이하게 나타났는데 皮셔통화의 경우 명목 GNP에

〈表 11〉 通貨量, 利子率, 名目GNP間의 3變量 因果關係 檢定結果¹⁾

(1971.1/4~1987.4/4)²⁾

피 서 통 화				單 純 合 計 通 貨			
	GNP	R	M ₁ F		GNP	R	M ₁ S
GNP	1.66	1.38	3.33** ³⁾	GNP	1.65	1.94	3.46**
R	1.37	2.27	4.63**	R	1.38	2.93*	4.85**
M ₁ F	1.65	3.24**	2.51	M ₁ S	1.67	4.03**	2.96*
	GNP	R	M ₂ F		GNP	R	M ₂ S
GNP	1.66	2.09*	2.10*	GNP	1.57	2.07*	1.07
R	1.37	2.21*	2.89*	R	0.92	1.08	1.77
M ₂ F	1.95	2.89**	4.11**	M ₂ S	1.71	1.20	4.64**
	GNP	R	M ₂ CDF		GNP	R	M ₂ CDS
GNP	1.67	2.18*	2.19*	GNP	1.44	3.34**	2.66**
R	1.38	2.29*	2.94*	R	0.90	1.66	2.38*
M ₂ CDF	1.96	3.01*	4.07**	M ₂ CDS	1.60	2.10	7.23**
	GNP	R	M ₃ F		GNP	R	M ₃ S
GNP	0.91	1.03	1.36	GNP	0.81	1.39	1.25
R	2.21*	1.18	1.57	R	1.85	0.61	0.81
M ₃ F	2.39*	1.47	2.56*	M ₃ S	2.13*	1.20	7.43**

註 : 1) 行의 變數에서 列의 變數로의 一方的 因果關係가 없다는 假說檢定에 대한 F -統計 值인. 여기서 變數들은 季節變動이 調整된 資料에 대해 代數値를 취한 후 1階差分 형태를 취하였음.

2) M₃F와 M₃S의 경우 1972.1/4~1987.4/4를 對象期間으로 함.

3) * 5% 水準에서 有意的임.

** 1% 水準에서 有意的임.

서 M_1F 과 M_2F , 그리고 M_2CDF 로의 일방적 인과관계가 있는 반면 M_3F 에서 명목 GNP로의 일방적 인과관계가 있는 것으로 나타났으며, 단순합계통화의 경우 명목 GNP에서 M_1F 와 M_2CDF 로의 일방적 인과관계가 있는 반면 M_3S 에서 명목GNP로의 일방적 인과관계가 있는 것으로 나타났다. 한편 狹義의 피서 및 單純合計 通貨 그리고 M_2 와 M_2CD 의 피서通貨의 경우 利率과 通貨量間에 雙方的 因果關係가 있는 것으로 나타났다. 이와 같이 통화량과 이자율이 서로 영향을 주고 받는 것은 통화량(流動性)의變化는 利率의變化를 야기하는 한편 이자율의 움직임에 대해 통화공급을 조절함으로써 이자율의 과도한 변동을 줄이려는 通貨當局의 反應패턴을 반영하는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

앞에서 살펴본 2變量 Sims檢定과 3變量 Granger檢定 結果로부터 名目GNP와 通貨量간의 명확하고 일관성있는 인과관계를 밝혀내기는 어렵다. 이들 분석결과로부터 M_3F 와 M_3S 는 명목GNP에 대해 비교적 외생성을 갖고 있는 것으로 나타났으나 M_1 과 $M_2(M_2CD)$ 등의 通貨量은 名目GNP에 대해 外生的이라고 판단하기는 어렵고 오히려 이들 통화량은 이자율과 명목GNP에 영향을 받는 것으로 나타났다. 특히 通貨供給의變化는 利率變動의 원인이 될 뿐만 아니라 通貨供給이 市中資金事情指標인 利率의變動에 반응하여 변화한다는 것은 通貨當局이 利率을 通貨政策의 指標로서 관심을 기울여왔음을 시사한다고 하겠다.

3. 名目GNP 豫測力

通貨政策과 財政政策이 經濟活動에 미치는 效果를 분석하는 데 사용되는 St. Louis 縮約型方程式을 이용하여 각 通貨總量の 과거 및 현재치가 現在 名目GNP를 어느 정도 설명할 수 있는가를 살펴보았다.

다음과 같은 St. Louis 縮約型方程式($n_1=4$, $n_2=4$)을 상정하였다.²⁴⁾

$$\dot{GNP}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{n_1} a_1(i) \dot{M}_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_2} a_2(i) \dot{G}_{t-i} + u_t \quad (20)$$

단, \dot{GNP} : 名目GNP增加率 \dot{M} : 通貨增加率
 \dot{G} : 政府支出增加率 u : 誤差項

方程式의 推定은 任意的 制約을 가하는 Almon의 多項時差分布模型(polynomial distributed lag) 대신 제약이 없는 通常最少自乘法(ordinary least squares)을 사용하였다.²⁵⁾

24) Andersen and Carlson(1970), Batten and Hafer(1983), Mehra(1988) 參照.

25) 이러한 接近方法에 對해선 Carlson and Hein(1980), Batten and Hafer(1983), Batten and Thornton(1985), 盧成泰(1984)參照.

〈表 12〉 名目GNP增加率 豫測誤差의 自乘平均根(RMSE %)¹)

	1980년~87년	1985년~87년	1985년	1986년	1987년
M ₁ F	71.89	52.45	77.48	39.45	44.25
M ₂ F	83.27	32.19	35.90	18.39	28.02
M ₂ C D F	83.59	32.87	36.09	18.80	27.87
M ₃ F	142.24	38.98	47.63	31.97	30.65
M ₁ S	74.46	55.39	82.57	39.68	45.20
M ₂ S	116.54	22.30	23.93	24.47	23.63
M ₂ C D S	117.95	25.87	30.69	17.70	25.04
M ₃ S	181.74	60.69	64.59	20.48	42.12

註: 1) 豫測期間 이전까지의 時系列資料를 사용해서 추정한 回歸式을 이용해서 豫測期間에 대한 豫測值의 RMSE %를 算出하였음.

〈表 12〉에서 보듯 1970. 1/4~1979. 4/4를 대상기간으로 추정한 (20)식을 이용해서 1980. 1/4~1987. 4/4 기간에 대해 名目GNP를 豫測해 본 결과 名目GNP增加率 豫測誤差의 自乘平均根(RMSE %)은 모든 通貨총량에 대해 圜紙通貨가 단순함계通貨보다 낮게 나타나 단순함계通貨에 비해 圜紙通貨의 名目GNP豫測力이 높은 것으로 나타났다.

그러나 M₂가 中心通貨指標(中間目標)로서 운용되어 온 80년대 기간을 포함하여 새로이 추정된 回歸式을 이용해서 추정기간 밖의 기간에 대해 名目GNP를 豫測해 본 결과 M₂와 M₂CD의 경우 단순함계通貨의 豫測력이 圜紙通貨의 그것보다 높은 것으로 나타났다. 이는 80년대 들어 M₂가 中間目標로서 增加率目標가 設定管理되고 增加率의 目標設定이 장래 名目GNP增加率을 반영하여 이루어지기 때문에 장래 名目GNP에서 금기 通貨量으로의 피드백(feedback) 효과가 작용했기 때문이라고 생각할 수 있다.

Ⅵ. 맺 음 말

金融革新의 進展으로 결제성과 수익성을 김비한 새로운 금융자산이 대거 등장함에 따라 通貨當局은 금융자산간의 시프트를 흡수할 수 있는 廣義의 通貨에 관심을 기울이게 되었다. 그러나 廣義의 通貨총량을 구성하는 각 通貨자산들은 상이한 通貨性(moneyness)을 갖고 있으므로 通貨자산간의 完全代替性을 가정하는 單純合計에 의한 通貨總量은 通貨서비스의 크기를 적절하게 반영하지 못한다. 이러한 문제를 해결하기 위해 通貨資産集計理論과 指數理論에 바탕을 둔 通貨總量の 合理的 構

성을 위한 시도가 많이 이루어졌는데, 이러한 이론체계에 의해 작성된 통화지표가 바로 디비지아通貨指標과 通貨서비스指標(피셔通貨指標)이다.

本論文에서는 通貨資産集計理論과 指數理論에 따라 우리나라의 通貨서비스指標를 작성하고 그것의 通貨指標로서의 有用性を 검토하기 위해서 流通速度的 安定性, 通貨需要函數의 安定性, 通貨量과 名目GNP間의 相關關係 및 因果關係 등의 측면에서 M_1 , M_2 , M_2+CD , M_3 등에 대해 피셔통화와 단순합계통화를 비교해 보았다.

먼저 피셔 및 單純合計 通貨總量の 變動推移를 보면 비교적 동질적 통화자산으로 구성되는 M_1 에 대해서는 兩者는 거의 같은 움직임을 보여주었으나 통화자산의 포괄범위가 확대될수록 단순합계통화가 피셔통화보다 빠른 속도로 증가해 왔다. 流通速度的 安定性면에 있어서는 피셔통화의 유통속도가 단순합계통화에 비해 보다 안정적으로 나타났으며 통화의 범위가 넓어질수록 피셔통화의 단순합계통화에 대한 流通速度的 相對的 安定性은 강화되는 것으로 나타났다.

둘째, 피셔通貨需要函數는 單純合計通貨需要函數에 비해 動態的 安定性이 높게 나타났는데 이는 피셔통화의 경우 단순합계통화에 비해 實物經濟活動間의 關係에 있어서 우월함을 입증해 준다. 특히 廣義의 通貨指標에 대해 피셔통화가 단순합계통화에 비해 相對的 安定性이 강화되는 것으로 나타났는데 이는 피셔통화가 새로 등장한 금융자산을 포함하여 다양한 통화자산들의 상이한 통화성을 잘 반영하므로 지표의 범위가 확대될수록 經濟의 全體 通貨性을 보다 정확히 반영함으로써 통화수요함수가 보다 안정적으로 나타난 것으로 볼 수 있다.

셋째, 通貨와 名目所得間의 因果關係檢定結果는 檢定방법에 따라 다소 다르게 나타났다. 먼저 Sims檢定結果를 보면 피셔 및 단순합계 통화는 별다른 차이를 보여주지 않고 있으며 兩者 모두에 있어 M_2 , M_2+CD 에 대해 名目GNP에서 通貨로의 一方的 因果關係가 있는 것으로 나타났다. 다음 利率經路를 증시하는 케인지안모형을 반영하여 通貨量, 利率, 名目GNP의 3變量縮約型體系에 의해 Granger檢定을 해 본 결과, 피셔 및 단순합계 통화 양자 모두에 있어 M_1 , M_2 그리고 M_2+CD 의 경우 통화량이 명목GNP에 대해 外生的이라고 판단하기는 어렵고 특히 피셔通貨량은 利率과 名目GNP의 영향을 받는 것으로 나타났으나 M_3 의 경우 피셔통화량과 단순합계통화량은 명목GNP에 대해 일방적 인과관계를 갖는 것으로 나타났다.

넷째, 通貨量의 名目GNP豫測力을 비교해 본 결과 M_1 과 M_3 의 경우 피셔통화가 단순합계통화보다 명목GNP예측력이 높은 것으로 나타났다. 그러나 $M_2(M_2+CD)$ 의 경우 70년대의 시계열자료만을 이용하여 예측한 경우와는 달리 80년대 시계열자료를 이용해서 예측한 경우 단순합계통화가 피셔통화보다 名目GNP豫測力이 높게 나

타났다. 이는 80년대 들어 M_2 가 通貨政策의 中間目標로서 운용되어 今期の M_2 供給目標은 장래 名目GNP增加率과 流通速度下落率을 반영하여 설정되므로 장래 名目GNP에서 현재 通貨量으로의 피드백효과가 작용한 것으로 설명될 수 있을 것이다.

이상에서 우리나라 通貨서비스指標를 개발하여 通貨指標로서의 有用性を 여러 기준에서 분석해 본 결과에 의하면 通貨의 概念이 넓어질수록 통화서비스지표가 단순합계통화보다 通貨指標로서의 有用性이 높은 것으로 나타났다. 따라서 앞으로 通貨政策의 運用에 이러한 通貨서비스指標를 이용한다면 通貨政策의 效率性を 제고할 수 있을 것으로 생각된다.

마지막으로 本研究는 다음과 같은 점에서 制約과 改善의 여지가 있다고 본다.

첫째, 피서通貨指標의 作成에 있어서 사용된 각 通貨資産의 自己收益은 利子뿐만 아니라 서비스에 대한 대한 手數料(service charge), 危險負擔料(risk premium) 등과 같은 去來費用을 고려해야 할 것이나 통계자료의 현실적 제약으로 이를 반영하지 못했다.

둘째, 피서通貨總量이 指標(indicator)로서 뿐만아니라 中間目標로서도 사용될 수 있기 위해선 유통속도 및 통화수요의 안정성과 최종목표변수(예컨대 GNP와 물가)와 통화간의 인과관계뿐만 아니라 統制可能性과 統計作成에 있어서의 迅速性和 正確性이 요구된다. 피서通貨總量の 統制可能性問題를 검토해 보기 위해 우리나라 피서通貨總량과 本源通貨간의 乘數의 安定性(變異係數基準)을 비교해 본 결과 M_1 을 제외한 廣義의 通貨에 대해선 피서통화지표가 단순합계통화지표보다 通貨乘數의 安定性이 높은 것으로 나타났다. 그러나 피서通貨指標의 統制可能性問題에 대해서는 보다 많은 연구가 있어야 할 것으로 생각된다.

參 考 文 獻

1. 盧成泰, “通貨政策의 適正指標選定”, 『韓國開發研究』, 第6卷 第4號, 1984. 12.
2. 朴在潤·河成根, “各種 通貨指標에 관한 實證的 分析”, 『調査統計月報』, 韓國銀行, 1982. 2.
3. 朴在潤·崔長鳳, “適正通貨政策 運營을 위한 通貨指標, 目標通貨增加率 및 通貨調節手段”, 『金融經濟研究』, 第1卷 第1號, 全國銀行聯合會 金融經濟研究所, 1988. 4.
4. 申玄哲, “通貨와 國民所得간의 因果關係”, 『調査統計月報』, 韓國銀行, 1978. 7.
5. 尹源培, “適正通貨指標選定에 있어서 利子率의 役割”, 『金融經濟研究』, 第

- 1卷 第1號, 全國銀行聯合會 金融經濟研究所, 1988. 4.
6. 李吉寧, “通貨信用政策과 中心通貨指標의 選擇”, 『調查統計月報』, 韓國銀行, 1984. 9.
 7. 咸貞鎬, “通貨總量의 指數化”, 『調查統計月報』, 韓國銀行, 1987. 9.
 8. 咸貞鎬・崔雲奎, “準理想需要函數體系(AIDS)에 의한 우리나라 通貨資産의 需要分析”, 『金融經濟研究』, 第1卷 第1號, 全國銀行聯合會 金融經濟研究所, 1988. 4.
 9. 韓國銀行, “中心通貨指標의 變更”, 韓國銀行 內部資料, 1988. 11.
 10. Andersen, L.C., and K.M. Carlson, “A Monetarist Model for Economic Stabilization,” *Economic Review*, FRB of St. Louis, Apr. 1970, pp. 7-25.
 11. Arrow, K.J., and F.H. Hahn, *General Competitive Analysis*, San Francisco: Hodey-Day, 1971.
 12. Atesoglu, H.S., and J.A. Tillman, “Money, Autonomous Expenditures, Income, and Causality in Korea,” *Journal of Monetary Economics*, 1980, pp. 527-534.
 13. Barnett, William A., “The User Cost of Money,” *Economics Letters*, 1978, pp. 145-149.
 14. ———, *Consumer Demand and Labor Supply: Goods, Monetary Assets, and Time*, Amsterdam: North Holland, 1981.
 15. ———, “The Optimal Level of Monetary Aggregation,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1982, pp. 687-710.
 16. ———, “New Indices of Money Supply and the Flexible Laurent Demand System,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 1983, pp. 7-23.
 17. Barnett, William A., and P.A. Spindt, “New Concepts of Aggregated Money,” *Journal of Finance*, 1981, pp. 497-505.
 18. ———, “Divisia Monetary Aggregates: Their Compilation, Data, and Historical Behavior,” *Federal Reserve Board Staff Study* 116, Washington: Board of Governors of Federal Reserve System, May 1982.
 19. Barnett, William A., Edward K. Offenbacher and Paul A. Spindt, “The New Divisia Monetary Aggregates,” *Journal of Political Economy*, 1984, pp. 1049-1085.
 20. Batten, D.S., and R.W. Hafer, “The Relative Impact of Monetary and Fiscal Action on Economic Activity: A Cross Country Comparison,” *Economic Review*, FRB of St. Louis, Jan. 1983, pp. 5-12.
 21. Batten, D.S., and D.L. Thornton, “The Andersen-Jordan Equation Revisited,” *Journal of Macroeconomics*, Summer 1985, pp. 419-432.
 22. Baumol, W.J., “The Transactions Demand for Cash: An Inventory

- Theoretic Approach," *Quarterly Journal of Economics*, 1952, pp. 545-556.
23. Carlson, K.M., and S.E. Hein, "Monetary Aggregates As Monetary Indicators," *Economic Review*, FRB of St. Louis, Nov. 1980, pp. 12-21.
 24. Chetty, V.K., "On Measuring the Nearness of Near-Moneys," *American Economic Review*, 1969, pp. 270-281.
 25. Cuthbertson, K., *The Supply and Demand for Money*, Oxford: Basil Blackwell Ltd., 1985.
 26. Davidson, L.S., and R.W. Hafer, "Some Evidence on Selecting an Intermediate Target for Monetary Policy," *Southern Economic Journal*, July 1983, pp. 406-421.
 27. Diewert, E.W., "Exact and Superlative Index Numbers," *Journal of Econometrics*, 1976, pp. 115-146.
 28. ———, "The Economic Theory of Index Numbers: A Survey," In Angus Deaton (ed.), *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behavior in Honour of Sir Richard Stone*, Cambridge: Cambridge University Press, 1981, pp. 163-208.
 29. Donovan, D.J., "Modelling The Demand for Liquid Assets: An Application to Canada," *IMF Staff Papers*, 1978, pp. 676-704.
 30. Ewis, N.A., and D. Fisher, "The Translog Utility Function and the Demand for Money in the United States," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1984, pp. 34-52.
 31. Farr, H.T., and D. Johnson, "Revisions in the Monetary Services (Divisia) Indexes of the Monetary Aggregates," *Federal Reserve Board Staff Study*, Washington: Board of Governors of Federal Reserve System, 1985.
 32. Feige, E.L., and D.K. Pearce, "The Causal Relationship Between Money and Income: Some Caveats for Time Series Analysis," *Review of Economics and Statistics*, 1979, pp. 521-533.
 33. Fisher, Irving, *The Making of Index Numbers*, Cambridge: Houghton Mifflin, 1922.
 34. Friedman, B., "Monetary Policy without Quantity Variables," NBER Working Paper No. 2552, April 1988.
 35. Friedman, M., and A.J. Schwartz, "Money and Business Cycle," *Review of Economics and Statistics*, 1963, pp. 32-64.
 36. ———, *Monetary Trends in the United States and the United Kingdom: Their Relation to Income, Prices, and Interest Rates 1867~1975*, University of Chicago Press, 1982.
 37. Goldfeld, S.M., "The Demand for Money Revisited," *Brookings Papers*

- on *Economic Activity*, 1973, pp. 577-638.
38. _____, "The Case of Missing Money," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1976, pp. 683-730.
39. Green, John H.A., *Aggregation in Economic Analysis: An Introductory Survey*, Princeton, NJ: Princeton University Press, 1964.
40. Hahm, Jeong Ho and Woon Gyu Choi, "Tests for Separability and Existence of Consistent Monetary Aggregates: A Korean Case," *Korean Economic Review* 4, Korean Economic Association, Dec. 1988.
41. Hutchison, M.M., "Japan's Money Focused Monetary Policy," *Economic Review*, FRB of San Francisco, Summer 1986, pp. 33-45.
42. Ishida, K., "Divisia Monetary Aggregates and Demand for Money: A Japanese Case," *Monetary and Economic Studies*, Bank of Japan, 1984, pp. 49-80.
43. Klein, B., "Competitive Interest Payments on Bank Deposits and Long-Run Demand for Money," *American Economic Review*, vol. 64(6), 1974, pp. 931-949.
44. Komura, C., "Money, Income, and Causality: The Japanese Case," *Southern Economic Journal*, 1982, pp. 19-34.
45. Laidler, D.E., "The Definition of Money," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Aug. 1969, pp. 508-525.
46. _____, *The Demand for Money* (3rd ed.), New York: Harper & Row, 1985.
47. Laurent, R.D., "An Interest Rate-Based Indicator of Monetary Policy," *Economic Perspectives*, FRB Chicago, Jan./Feb. 1988, pp. 3-14.
48. Mehra, Y.P., "Money Wages, Prices, and Causality," *Journal of Political Economy*, 1977, pp. 1227-1244.
49. _____, "The Forecast Performance of Alternative Models of Inflation," *Economic Review*, FRB of Richmond, Sep./Oct. 1988, pp. 10-18.
50. Mote, L.R., "Looking Back: The Use of Interest Rates in Monetary Policy," *Economic Perspectives*, FRB Chicago, Jan./Feb. 1988, pp. 15-29.
51. Okina, K., "Reexamination of Empirical Studies Using Granger Causality: "Causality" Between Money Supply and Nominal Income," *Monetary and Economic Studies*, Bank of Japan, Dec. 1985, pp. 129-162.
52. _____, "Relationship between Money Stock and Real Output in the Japanese Economy-Survey on the Empirical Tests on the LSW Proposition," *Monetary and Economic Studies*, Bank of Japan, April 1986, pp. 41-77.
53. Okubo, T., "Money, Interest, Income, and Prices," Oct. 1983, pp. 111-146.
54. Podolski, T.M., *Financial Innovation and Money Supply*, Basil Blackwell,

1986.

55. Quirk, J., and R. Saposnick, *Introduction to General Equilibrium Theory and Welfare Economics*, New York: McGraw-Hill, 1968.
56. Roley, V.V., "Money Demand Predictability," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1985, pp. 611-641.
57. Samuelson, P.A., and S. Swamy, "Invariant Economic Index Numbers and Canonical Duality: Survey and Synthesis," *American Economic Review*, vol. 64(4), 1974, pp. 566-593.
59. Serletis, A., and A. Leslie Robb, "Divisia Aggregation and Substitutability Among Monetary Assets," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1986, pp. 430-446.
60. Sims, C.A., "Money, Income, and Causality," *American Economic Review*, 1972, pp. 540-552.
61. _____, "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, 1980, pp. 1-48.
62. Spindt, P.A., "Money is What Money Does: Monetary Aggregation and the Equation of Exchange," *Journal of Political Economy*, 1985, pp. 175-204.
63. Suzuki, Y., *Money, Finance, and Macroeconomic Performance in Japan*, Yale University, 1986.
64. Tobin, J., "Liquidity Preference as Behavior towards Risk," *Review of Economic Studies*, 1958, pp. 65-86.
65. Thornton, D.L., and D.S. Batten, "Lag-Length Selection and Tests of Granger Causality between Money and Income," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1985, pp. 164-177.
66. Williams, D., C.A.E. Goodhart and H.H. Gowland, "Money Income and Causality: The U.K. Experience," *American Economic Review*, 1976, pp. 417-423.